Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada

Recherche, politiques et pratiques

Volume 35 · numéro 7 · septembre 2015

Dans ce volume

105 Blessures liées à une chute chez les aînés canadiens entre 2005 et 2013 : une analyse de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

116 Synthèse portant sur les données probantes – Tendances et projections relatives à l'obésité chez les Canadiens

120 Note de synthèse – *Déclaration politique de Rio sur les déterminants sociaux de la santé : aperçu des mesures canadiennes de 2015*

122 Autres publications de l'ASPC

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique.
— Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.
© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2015
ISSN 2368-7398
Pub. 140442

Journal_HPCDP-Revue_PSPMC@phac-aspc.gc.ca

Also available in English under the title: *Health Promotion and Chronic Disease Prevention in Canada: Research, Policy and Practice*

Les lignes directrices pour la présentation de manuscrits à la revue ainsi que les renseignements sur les types d'articles sont disponibles à la page :
http://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/hpcdp-pspmc/autinfo-fra.php

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE, SciSearch® et Journal Citation Reports/Science Edition

Agence de la santé publique du Canada
Public Health Agency of Canada

Canada

Blessures liées à une chute chez les aînés canadiens entre 2005 et 2013 : une analyse de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

M. T. Do, Ph. D. (1); V. C. Chang, M.H.P. (2); N. Kuran, M.A. (3); W. Thompson, M. Sc. (1)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction : Nous décrivons l'épidémiologie et les tendances des blessures liées à une chute chez les aînés canadiens de 65 ans et plus selon le sexe et l'âge, ainsi que les circonstances et les conséquences de ces blessures.

Méthodologie : Nous avons utilisé des données représentatives tirées des échantillons de 2005, de 2009-2010 et de 2013 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes afin de calculer le nombre et les taux de blessures liées à une chute pour chaque année d'enquête. Nous avons combiné, dans la mesure du possible, les données d'au moins deux échantillons afin d'estimer la proportion de blessures liées à une chute par type de blessure, partie du corps affectée, type d'activité et type de traitement.

Résultats : Le taux de blessures liées à une chute chez les aînés est passé de 49,4 à 58,8 pour 1 000 personnes entre 2005 et 2013, période durant laquelle le nombre de blessures liées à une chute a de façon générale augmenté de 54 %. Les femmes ont présenté des taux plus élevés que les hommes pour toutes les années d'enquête, ces taux augmentant avec l'âge. La tendance à la hausse dans les taux de blessures liées à une chute était plus marquée chez les femmes et les plus jeunes. Les cassures et les fractures (37 %) ont été les blessures les plus courantes, et l'épaule et le bras (16 %) ont été les parties du corps les plus couramment affectées. Plusieurs blessures liées à une chute se sont produites alors que la personne marchait sur une surface non enneigée ou glacée (45 %). Plus de 70 % des aînés qui ont cherché à obtenir des soins médicaux pour leur blessure se sont rendus au service d'urgence d'un hôpital.

Conclusion : Compte tenu de l'augmentation du nombre et des taux de blessures liées à une chute au fil du temps, la surveillance des tendances et des profils de ces dernières demeure nécessaire.

Mots-clés : *chutes, blessures accidentelles, aînés, Canada*

Principales constatations

- Entre 2005 et 2013, le taux de blessures liées à une chute chez les aînés canadiens âgés de 65 ans ou plus est passé de 49,4 à 58,8 pour 1 000 personnes.
- Les blessures liées à une chute sont plus fréquentes chez les femmes et les groupes plus âgés.
- Entre 2005 et 2013, une augmentation significative du taux de blessures liées à une chute a été observée chez les femmes et les moins de 75 ans.
- Les fractures ont représenté 37 % de l'ensemble des blessures liées à une chute, ce qui souligne l'importance de la santé des os.
- Nous avons besoin de plus d'années de données d'enquête pour évaluer les tendances à long terme en ce qui concerne les blessures liées à une chute chez les aînés.

Introduction

Chaque année, environ un aîné sur trois fait une chute[1-5]. En 2008-2009, 20 % des Canadiens âgés de 65 ans ou plus vivant dans la collectivité ont déclaré avoir fait une chute l'année précédente[6]. Cette prévalence augmente avec l'âge, passant de 17 % chez les 65 à 69 ans à 27 % chez les 85 ans et plus[6].

Les chutes sont également la principale cause d'hospitalisation attribuable à une blessure chez les aînés canadiens[7]. La durée moyenne du séjour à l'hôpital qui leur est associée est d'environ 3 semaines, ce qui excède de 75 % la durée moyenne de séjour pour toutes les causes d'hospitalisation combinées[7]. Les blessures liées à une chute sont associées à une forte incapacité, à une réduction de la mobilité et de l'autonomie, à une plus grande probabilité d'être admis dans une maison de soins infirmiers et à un risque accru de décès prématuré[8,9]. Les chutes sont responsables de 95 % des fractures de la hanche chez les adultes plus âgés[10], et elles entraînent le décès dans plus de 20 % des cas[11].

Même si elles ne provoquent pas de blessure, les chutes peuvent avoir des

Rattachement des auteurs :

1. Division de la surveillance et de l'épidémiologie, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. École de santé publique Dalla Lana, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada
3. Unité des politiques sur les aînés, Division des enfants, des aînés et du développement sain, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Minh T. Do, Section des blessures, Division de la surveillance et de l'épidémiologie, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél.: 613-946-6958; téléc. : 613-941-2057; courriel : minh.t.do@phac-aspc.gc.ca

conséquences psychologiques à long terme, comme la dépression, la peur de chuter et la perte de confiance, qui entraînent à leur tour des restrictions dans les activités quotidiennes et sociales, puis une baisse de la santé et des fonctions ainsi qu'une augmentation du risque de chute ultérieure[12-14].

De plus, les blessures liées à une chute constituent un fardeau économique pour le système de santé[15-18] : au Canada, les coûts médicaux directs associés aux chutes chez les aînés étaient estimés à plus de 2 milliards de dollars en 2004[19]. On s'attend à une augmentation substantielle de ces coûts, étant donné que le nombre de Canadiens âgés de 65 ans ou plus devrait plus que doubler, passant de 5 millions (15 %) en 2011[20] à près de 11 millions (25 %) en 2036[21].

En avril 2014, l'Agence de la santé publique du Canada a publié son deuxième rapport sur les chutes chez les aînés[7]. Ce rapport a fourni un aperçu des facteurs de risque de chute et a présenté les estimations nationales du nombre de blessures liées à une chute, estimations calculées à partir de données d'enquête ainsi que de données sur les hospitalisations et la mortalité. Les données recueillies dans le cadre de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) ont ainsi montré que le nombre d'aînés ayant déclaré avoir subi une blessure attribuable à une chute était passé d'environ 179 000 à 256 000 (augmentation de 43 %) entre 2003 et 2009-2010[7]. De plus, le taux de blessures liées à une chute s'est révélé significativement plus élevé chez les femmes que chez les hommes à chacune des années d'enquête[7]. L'accessibilité aux nouvelles données de l'ESCC de 2013 justifie une actualisation des analyses des blessures liées à une chute chez les aînés canadiens.

Cette étude vise (1) à fournir les plus récentes estimations nationales du nombre et du taux de blessures autodéclarées par suite d'une chute, par sexe et par groupe d'âge, et à en évaluer les tendances entre 2005 et 2013, (2) à comparer la distribution des principales caractéristiques entre les aînés victimes d'une blessure liée à une chute et les autres aînés et (3) à décrire les caractéristiques des blessures liées à une chute, en particulier leur nature et les circonstances dans lesquelles elles sont survenues, de même que l'utilisation des services de santé qui leur est associée.

Méthodologie

Source des données

Nous avons utilisé des données représentatives tirées des ESCC menées en 2005, en 2009-2010 (combinées) et 2013. L'ESCC est une enquête transversale qui vise à recueillir auprès de la population canadienne des renseignements sur l'état de santé, l'utilisation des services de santé et les déterminants de la santé. Utilisant une méthode stratifiée d'échantillonnage en grappes, l'ESCC vise les personnes de 12 ans et plus occupant un logement privé dans les dix provinces et les trois territoires du Canada, à l'exclusion de celles vivant dans les réserves des Premières Nations et sur les terres de la Couronne, des résidents d'établissements, des membres à plein temps des Forces canadiennes et des résidents de certaines régions éloignées. Trois bases de sondage ont été utilisées pour sélectionner l'échantillon de ménages, 99 % provenant d'une base aréolaire ou d'une liste de numéros de téléphone et le 1 % restant d'une base constituée au moyen d'un système d'appel aléatoire. Toutes les enquêtes ont été menées à l'aide d'une méthode d'entrevue assistée par ordinateur, en personne ou téléphonique. Les taux de réponse aux ESCC de 2005, de 2009-2010 et de 2013 ont été de respectivement 78,9 %, 72,3 % et 66,8 %. Depuis 2007, au lieu de recueillir les données sur une année et de publier les données aux deux ans, les responsables de l'ESCC procèdent à la collecte des données de façon continue et les publient chaque année (ou tous les deux ans sous forme d'un fichier regroupant deux années de données).

Les données des enquêtes de 2007-2008 et de 2011-2012 n'ont pas été incluses dans notre analyse étant donné que, pour ces années, les renseignements sur les blessures n'ont été recueillis que pour certaines provinces ou certains territoires (Colombie-Britannique et Nouvelle-Écosse en 2007-2008, Alberta et Territoires du Nord-Ouest en 2011-2012). De plus, comme la collecte des données de l'ESCC de 2014 était toujours en cours au moment de notre analyse, les estimations les plus récentes ont été effectuées à l'aide du fichier de données annuelles de 2013, dont l'échantillon était plus réduit que ceux de 2005 et de 2009-2010. Une description détaillée de l'ESCC, de son contexte et de sa méthodologie a été publiée ailleurs[22-24].

Nos échantillons proviennent de fichiers partagés de l'ESCC contenant les dossiers de tous les répondants qui ont accepté que leurs données soient transmises à l'Agence de la santé publique du Canada, soit environ 95 % de l'échantillon complet de chaque année d'enquête. De très légères différences dans la distribution des variables ont été observées entre le fichier partagé et le fichier maître contenant l'échantillon complet de l'ESCC[24]. Pour les besoins de cette étude, seuls les répondants âgés de 65 ans ou plus ont été inclus dans les échantillons (soit 26 188 en 2005, 28 379 en 2009-2010 et 17 290 en 2013).

Blessure liée à une chute

Le module sur les blessures de l'ESCC incluait une question invitant les répondants à indiquer s'ils avaient subi une blessure suffisamment grave pour limiter leurs activités normales (p. ex. une fracture, une coupure profonde, une brûlure grave ou une entorse à la cheville) au cours de l'année précédente. Ceux qui répondaient « oui » à la question « Au cours des 12 derniers mois, vous êtes-vous blessé? » étaient invités à décrire leur blessure la plus grave ainsi qu'à préciser si cette blessure avait été causée par une chute. Ceux qui répondaient « oui » étaient considérés comme ayant subi une blessure attribuable à une chute. Les renseignements sur le type de blessure, la partie du corps affectée, le type d'activité associé à la chute et le type de traitement reçu dans les 48 heures suivant la blessure ont été recueillis à partir d'une liste prédéfinie de réponses aux questions.

Caractéristiques des répondants

Les caractéristiques des répondants étaient :

- leur sexe;
- leur groupe d'âge (65 à 69 ans, 70 à 74 ans, 75 à 79 ans, 80 à 84 ans, 85 à 89 ans et 90 ans et plus);

- leur situation familiale (marié(e)/conjoint(e) de fait, veuf ou veuve, séparé(e)/divorcé(e) et célibataire ou jamais marié(e));
- leur plus haut niveau de scolarité atteint (études secondaires non terminées, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires non terminées et diplôme d'études postsecondaires);
- le revenu de leur ménage (moins de 15 000 $, de 15 000 $ à 29 999 $, de 30 000 $ à 49 999 $, de 50 000 $ à 79 999 $ et 80 000 $ et plus).

Pour faciliter la comparaison, nous avons classé ces variables conformément au rapport préparé par l'Agence de la santé publique du Canada[7]. Les répondants pour lesquels il manquait des données (c.-à-d. qui avaient indiqué « Ne sait pas » ou « Refus de répondre ») à chacune des variables ont été placés dans une catégorie distincte, sauf en ce qui concerne le revenu du ménage, catégorie pour laquelle les données manquantes (environ 20 %) ont été imputées par Statistique Canada selon la méthode du plus proche voisin[25].

Analyses statistiques

Nous avons analysé, à l'aide de statistiques descriptives, la distribution des caractéristiques individuelles en fonction, dans chaque échantillon d'enquête, des réponses touchant les blessures liées à une chute. Le test du khi carré de Rao-Scott, qui est l'équivalent d'un test du khi carré de Pearson ajusté pour les effets du plan de sondage[6], a été utilisé pour vérifier les différences dans la distribution des caractéristiques entre les aînés victimes d'une blessure liée à une chute et les autres aînés. Nous avons également calculé la fréquence et la prévalence (nombre de personnes déclarant avoir subi une blessure attribuable à une chute au cours de l'année précédente, pour 1 000 personnes) des blessures liées à une chute pour chaque échantillon d'enquête, puis effectué une stratification supplémentaire par sexe et par groupe d'âge. Pour l'examen des tendances, nous avons utilisé des tests Z visant à évaluer les différences de taux entre échantillons d'enquête successifs, ainsi qu'entre les échantillons de 2005 et de 2013. Tous les tests étaient bilatéraux, et nous avons considéré comme statistiquement significative une valeur p inférieure à 0,05. Compte tenu des effectifs peu élevés dans certaines catégories, les données d'au moins deux des trois échantillons d'enquête ont été combinées[27] pour calculer la proportion de blessures liées à une chute par type de blessure, par partie du corps affectée, par type d'activité et par type de traitement reçu.

Pour tenir compte du concept d'échantillonnage complexe de l'ESCC (rajustements dans les cas de non-réponse, sous-dénombrement et stratification a posteriori, etc.) et obtenir des estimations représentatives de la population canadienne, nous avons utilisé des poids d'échantillonnage dans toutes les analyses[24]. Les estimations de la variance et des intervalles de confiance (IC) à 95 % et des coefficients de variation (CV), ont été calculées à l'aide de la méthode *bootstrap* et du programme BOOTVAR 3.2 développé par Statistique Canada[28]. La méthode *bootstrap* consiste à sélectionner successivement des échantillons aléatoires (n = 500) de l'ensemble de données de l'ESCC, puis à recalculer les poids d'échantillonnage pour chaque sous-échantillon sélectionné et à effectuer la stratification des poids pour chaque strate afin d'obtenir les poids *bootstrap* finaux[24,28]. Les estimations sont présentées en respectant les lignes directrices relatives à la variabilité d'échantillonnage de Statistique Canada[24] : celles avec un CV entre 16,6 % et 33,3 % sont à interpréter avec prudence en raison de leur variabilité élevée et celles avec un CV supérieur à 33,3 % n'ont pas été incluses en raison de leur variabilité extrême.

Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide de la version 9.3 du programme SAS (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, É.-U.).

Résultats

Les échantillons de 2005, de 2009-2010 et de 2013 de l'ESCC étaient de respectivement 26 188, 28 379 et 17 290 répondants âgés de 65 ans ou plus. Ils sont représentatifs d'une population totale d'aînés canadiens vivant dans la collectivité d'environ 3,9 millions en 2005 et 5,1 millions en 2013.

Le tableau 1 présente la distribution des caractéristiques des répondants victimes d'une blessure liée à une chute au cours des 12 mois précédant l'enquête et celles des autres répondants dans chacun des trois échantillons de l'ESCC. Pour toutes les années d'enquête, les variations étaient notables selon le sexe, l'âge et la situation familiale ($p < 0,05$) : comparativement aux aînés ayant déclaré ne pas avoir subi de blessure liée à une chute, ceux ayant indiqué avoir subi une blessure liée à une chute étaient plus nombreux à être de sexe féminin, à être plus âgés et à être veufs, et moins nombreux à être mariés. Dans les trois échantillons, nous n'avons observé aucune différence statistiquement significative en fonction du niveau de scolarité ou du revenu du ménage.

Taux et tendances

La figure 1 présente une estimation du nombre de blessures liées à une chute chez les aînés canadiens pour toutes les années d'enquête et des taux associés à ces blessures. En 2005, 194 135 Canadiens âgés de 65 ans ou plus ont déclaré avoir subi une blessure en raison d'une chute au cours des 12 mois précédant l'enquête. Ils ont été 256 011 en 2009-2010 et 299 769 en 2013 à le faire, ce qui représente une augmentation globale de 54 % entre 2005 et 2013. Une tendance à la hausse similaire a été observée dans le taux de blessures liées à une chute, lequel est passé de 49,4 (IC à 95 % : 45,5 à 53,3) pour 1 000 personnes en 2005, à 57,5 (IC à 95 % : 52,6 à 62,3) pour 1 000 personnes en 2009-2010 et à 58,8 (IC à 95 % : 53,0 à 64,6) pour 1 000 personnes en 2013. L'estimation du taux était considérablement plus élevée en 2013 qu'en 2005 ($p = 0,01$). Cependant, alors qu'une augmentation statistiquement significative du taux a été observée entre 2005 et 2009-2010 (8,1 pour 1 000 personnes, $p = 0,01$), celui-ci a semblé se stabiliser, avec seulement une légère augmentation, non significative, entre 2009-2010 et 2013 (1,3 pour 1 000 personnes, $p = 0,72$).

La figure 2 présente les taux de blessures liées à une chute par sexe et par année d'enquête. D'après les IC ne se chevauchant pas, pour toutes les années d'enquête, les femmes présentaient des taux significativement plus élevés de blessures liées à une chute, les ratios

TABLEAU 1
Caractéristiques des aînés (65 ans et plus) et blessures liées à une chute, Canada, ESCC 2005, 2009-2010 et 2013

Caractéristiques	ESCC 2005				ESCC 2009-2010				ESCC 2013			
	Non victimes d'une blessure liée à une chute		Victimes d'une blessure liée à une chute		Non victimes d'une blessure liée à une chute		Victimes d'une blessure liée à une chute		Non victimes d'une blessure liée à une chute		Victimes d'une blessure liée à une chute	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
Échantillon total (non pondéré)	24 809		1 379		26 743		1 636		16 303		987	
Population totale (pondérée)	3 734 171		194 135		4 198 003		256 011		4 797 658		299 769	
Sexe*												
Homme	1 686 873	45,2	61 034	31,4	1 918 788	45,7	93 090	36,4	2 231 422	46,5	99 435	33,2
Femme	2 047 298	54,8	133 102	68,6	2 279 215	54,3	162 921	63,6	2 566 236	53,5	200 334	66,8
Âge*												
65 à 69 ans	1 162 501	31,1	49 181	25,3	1 415 712	33,7	74 185	29,0	1 672 895	34,9	98 187	32,8
70 à 74 ans	987 761	26,5	41 277	21,3	1 005 525	24,0	47 348	18,5	1 165 446	24,3	68 557	22,9
75 à 79 ans	768 719	20,6	46 186	23,8	841 906	20,1	55 126	21,5	907 011	18,9	47 693	15,9
80 à 84 ans	519 888	13,9	29 353	15,1	570 275	13,6	36 653	14,3	613 432	12,8	44 021	14,7
85 à 89 ans	225 167	6,0	20 099	10,4	273 249	6,5	32 484	12,7	320 060	6,7	30 437	10,2
90 ans et plus	70 134	1,9	8 040	4,1[E]	91 336	2,2	10 215	4,0[E]	118 815	2,5	10 874	3,6[E]
Situation familiale*												
Marié(e) ou conjoint(e) de fait	2 334 287	62,5	100 592	51,8	2 670 783	63,6	143 006	55,9	3 112 314	64,9	160 737	53,6
Veuf ou veuve	980 197	26,2	69 984	36,0	989 597	23,6	79 415	31,0	999 912	20,8	82 685	27,6
Séparé(e) ou divorcé(e)	240 658	6,4	14 570	7,5	342 082	8,1	23 245	9,1	446 792	9,3	38 582	12,9
Célibataire, jamais marié(e)	176 653	4,7	8907	4,6	185 020	4,4	10 344	4,0	232 313	4,8	17 766	5,9[E]
Non indiquée[a]	2 376	0,1[E]	x	x	10 521	0,3[E]	0	0,0	x	x	0	0,0
Scolarité												
Études secondaires non terminées	1 522 865	40,8	76 403	39,4	1 433 432	34,1	76 714	30,0	1 476 635	30,8	89 869	30,0
Diplôme d'études secondaires	495 206	13,3	28 856	14,9	618 242	14,7	41 275	16,1	896 124	18,7	53 225	17,8
Études postsecondaires non terminées	186 005	5,0	11 481	5,9	227 552	5,4	15 901	6,2	158 172	3,3	8 962	3,0[E]
Diplôme d'études postsecondaires	1 395 142	37,4	72 526	37,4	1 763 707	42,0	112 140	43,8	2 152 020	44,9	137 858	46,0
Non indiquée[a]	134 952	3,6	x	x	155 070	3,7	9 981	3,9[E]	114 707	2,4	9 855	3,3[E]
Revenu[b] du ménage ($)												
Moins de 15 000	405 814	10,9	28 492	14,7	279 721	6,7	19 440	7,6	213 042	4,4	18 142	6,1[E]
De 15 000 à 29 999	1 243 428	33,3	60 838	31,3	1 114 828	26,6	66 769	26,1	1 239 972	25,8	82 199	27,4
De 30 000 à 49 999	1 031 015	27,6	50 514	26,0	1 237 856	29,5	74 692	29,2	1 310 159	27,3	79 782	26,6
De 50 000 à 79 999	691 384	18,5	34 917	18,0	916 035	21,8	55 819	21,8	1 109 802	23,1	75 191	25,1
80 000 et plus	362 531	9,7	19 375	10,0	649 564	15,5	39 291	15,3	924 683	19,3	44 455	14,8

Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2005, 2009-2010 et 2013), Statistique Canada.

Abréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

Remarques : Sauf indication contraire, toutes les estimations (nombres et pourcentages) ont été pondérées à l'aide de poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. En raison de l'arrondissement, il se peut que la somme ne corresponde pas aux effectifs totaux de population et que les pourcentages ne totalisent pas 100 %.

[a] « Non indiquée » englobe toutes les réponses « Ne sait pas », « Refus de répondre » et « Non précisée ».

[b] Les données manquantes sur le revenu du ménage ont été imputées selon la méthode du plus proche voisin[25].

[E] L'estimation étant liée à une variabilité d'échantillonnage élevée (c.-à-d. que le coefficient de variation se situe entre 16,6 % et 33,3 %), ces données doivent être interprétées avec prudence.

« x » indique que les données ne respectent pas les normes en matière de déclaration en raison de leur variabilité extrême (coefficient de variation supérieur à 33,3 %).

* Une différence significative ($p < 0,05$) a été observée dans la distribution de cette caractéristique entre les aînés victimes d'une blessure liée à une chute et les autres aînés pour les trois échantillons de l'étude.

femmes-hommes variant entre 1,4 et 1,7. Chez les femmes, nous avons observé une augmentation constante des taux de blessures liées à une chute, ceux-ci passant de 61,0 (IC à 95 % : 55,2 à 66,9) pour 1 000 personnes en 2005 à 72,4 (IC à 95 % : 63,9 à 80,9) pour 1 000 personnes en 2013 ($p = 0,03$ pour 2013 par rapport à 2005). Par contre, tandis qu'une

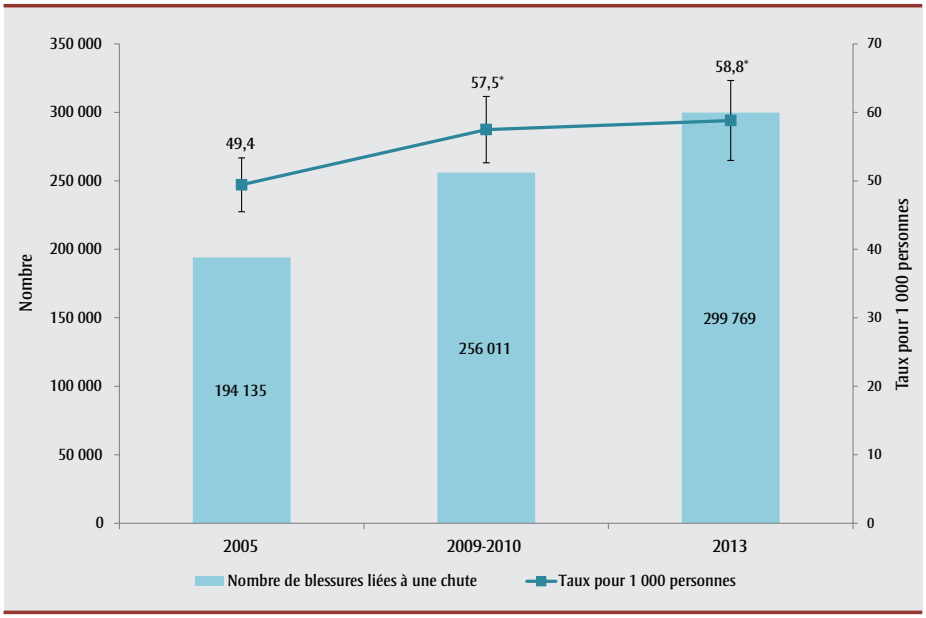
augmentation marquée a été observée chez les hommes entre 2005 et 2009-2010, les taux passant de 34,9 (IC à 95 % : 30,2 à 39,6) pour 1 000 personnes à 46,3 (IC à 95 % : 39,5 à 53,1) pour 1 000 personnes ($p = 0{,}007$), il y a eu une légère diminution, non significative, entre 2009-2010 et 2013, le taux passant à 42,7 (IC à 95 % : 35,0 à 50,4) pour 1 000 personnes en 2013. Contrairement à ce qui a été observé chez les femmes, la différence dans les taux observés chez les hommes entre l'échantillon de 2005 et celui de 2013 n'était pas significative sur le plan statistique ($p = 0{,}10$).

La figure 3 présente les taux de blessures liées à une chute par groupe d'âge et par année d'enquête. De manière générale, les taux de blessures liées à une chute ont augmenté avec l'âge pour toutes les années d'enquête, cette augmentation ayant été plus marquée chez les 80 à 84 ans et les 85 à 89 ans. Entre 2005 et 2013, une tendance importante à la hausse a été observée chez les 65 à 69 ans et chez les 70 à 74 ans ($p = 0{,}02$ pour les deux groupes), tandis qu'un déclin non significatif a été noté chez les plus âgés (90 ans et plus). En outre, si en 2005 le taux de blessures liées à une chute observé chez les aînés de 90 ans ou plus équivalait à 2,5 fois le taux observé chez ceux de 65 à 69 ans (102,8 contre 40,6 pour 1 000 personnes), il a diminué ensuite, passant à 2,0 en 2009-2010 (100,6 contre 49,8 pour 1 000 personnes), puis à 1,5 en 2013 (83,8 contre 55,4 pour 1 000 personnes).

Caractéristiques des blessures

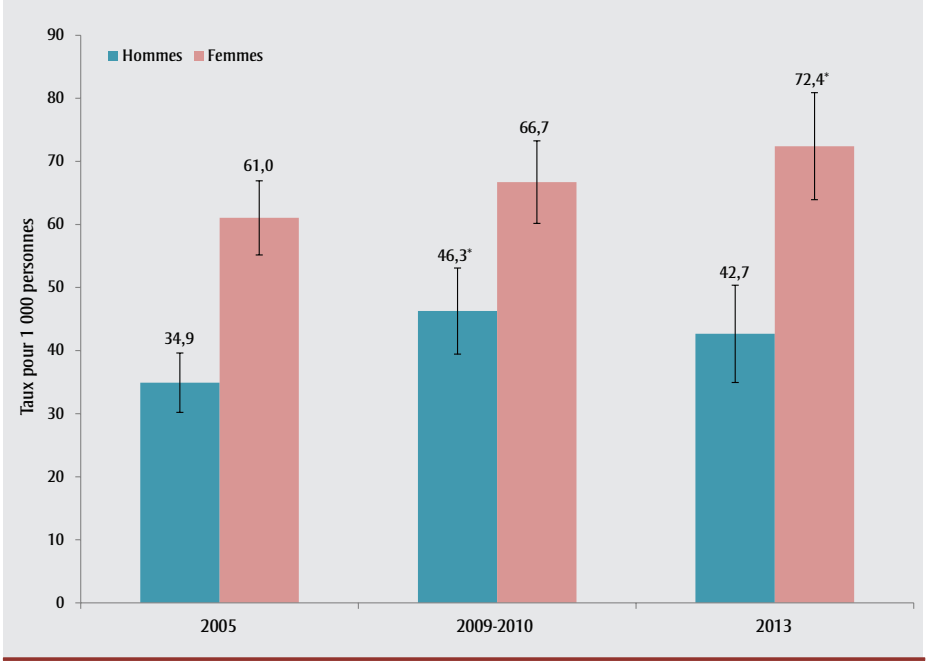
Les figures 4 et 5, fondées sur les données combinées des échantillons de 2005, de 2009-2010 et de 2013, présentent la proportion de blessures liées à une chute, respectivement par type de blessure et par partie du corps affectée. Dans la majorité des cas, la chute a provoqué une cassure ou une fracture (37 %), une entorse ou une foulure (27 %) ou une éraflure, une meurtrissure ou une cloque (17 %). Les parties du corps les plus souvent affectées étaient l'épaule ou le bras (16 %), le genou ou la partie inférieure de la jambe (13 %), ou la cheville ou le pied (11 %). Bien que les termes utilisés dans les questionnaires

FIGURE 1
Nombres et taux de blessures liées à une chute, adultes de 65 ans et plus, Canada, ESCC 2005, 2009-2010 et 2013



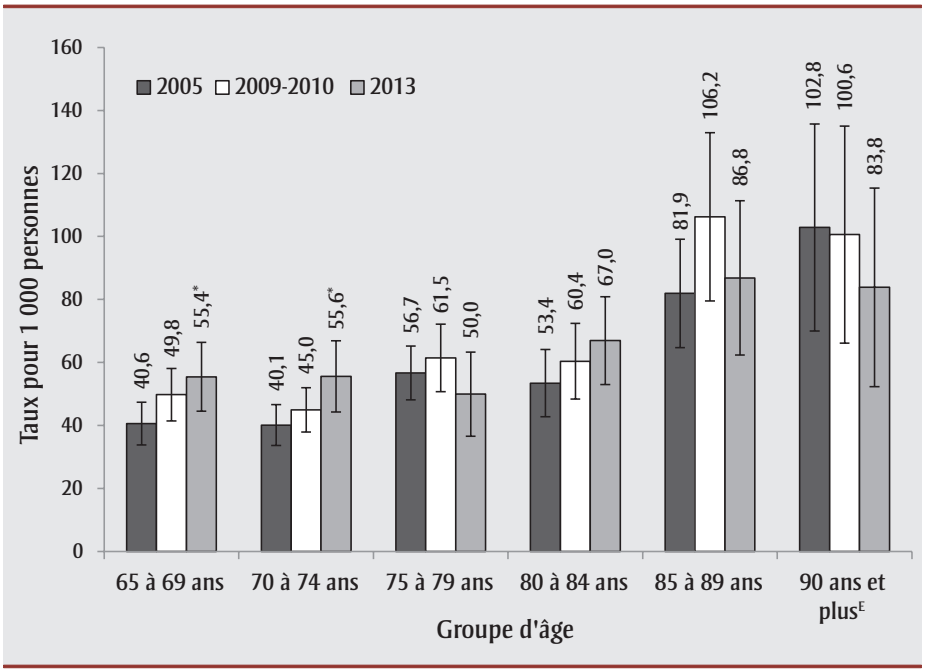
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2005, 2009-2010 et 2013), Statistique Canada.
Abréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.
Remarques : Les nombres et les taux (pour 1 000 personnes) de blessures liées à une chute ont été calculés à l'aide de poids d'échantillonnage. Les barres d'erreur correspondent à des intervalles de confiance à 95 % des taux de blessures liées à une chute, calculés à l'aide de la méthode *bootstrap*.
* Valeur très différente de l'estimation de 2005 ($p < 0{,}05$) d'après la comparaison des proportions à l'aide du test Z.

FIGURE 2
Taux de blessures liées à une chute selon le sexe, adultes de 65 ans et plus, Canada, ESCC 2005, 2009-2010 et 2013



Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2005, 2009-2010 et 2013), Statistique Canada.
Abréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.
Remarques : Les taux de blessures liées à une chute ont été calculés pour 1 000 personnes à l'aide de poids d'échantillonnage. Les barres d'erreur correspondent à des intervalles de confiance à 95 % calculés à l'aide de la méthode *bootstrap*.
* Valeur très différente de l'estimation de 2005 ($p < 0{,}05$) d'après la comparaison des proportions à l'aide du test Z.

FIGURE 3
Taux de blessures liées à une chute par groupe d'âge, adultes de 65 ans et plus, Canada, ESCC 2005, 2009-2010 et 2013



Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (2005, 2009-2010 et 2013), Statistique Canada.
Abréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.
Remarques : Les taux de blessures liées à une chute ont été calculés pour 1 000 personnes à l'aide de poids d'échantillonnage. Les barres d'erreur correspondent à des intervalles de confiance à 95 % calculés à l'aide de la méthode bootstrap.
[E] Les estimations pour les échantillons de 2009-2010 et de 2013 étant liées à une variabilité d'échantillonnage élevée (c.-à-d. que le coefficient de variation se situe entre 16,6 % et 33,3 %), ces données doivent être interprétées avec prudence.
* Valeur très différente de l'estimation de 2005 ($p < 0{,}05$) d'après la comparaison des proportions à l'aide du test Z.

de 2009-2010 et de 2013 aient légèrement changé par rapport aux termes utilisés dans le questionnaire de 2005 (par exemple, la catégorie « Entorse ou foulure » a été formulée avec plus de précision dans les questionnaires de 2009-2010 et de 2013 : « Entorse ou foulure [incluant les ligaments et les muscles déchirés »]), nous n'avons observé aucune différence significative entre les années d'enquête dans les proportions des catégories visées par ces changements (données non présentées).

La figure 6, fondée sur les données combinées des échantillons de 2009-2010 et de 2013, présente la proportion de blessures liées à une chute selon le type d'activité à l'origine de la chute, les données de l'échantillon de 2005 ayant été exclues en raison des différences dans le classement des types d'activités. Les blessures attribuables à une chute se sont produites dans la plus grande proportion des cas lorsque la personne a glissé, trébuché, fait un faux pas ou perdu l'équilibre, alors qu'elle marchait sur une surface non enneigée ou glacée (45 %), une surface enneigée ou glacée (16 %) ou qu'elle montait ou descendait un escalier ou des marches (12 %). Les autres répondants ont déclaré avoir fait une chute en raison de problèmes de santé (p. ex. perte de conscience, faiblesse, étourdissement, dislocation d'une hanche ou d'un genou, crise d'épilepsie) (7 %), en tombant d'un meuble ou en montant sur un meuble (p. ex. lit, chaise) (6 %), durant la pratique d'un sport ou un exercice physique (5 %) ou depuis une position élevée (4 %).

Parmi les aînés de l'échantillon de 2005 ayant déclaré avoir subi une blessure liée à une chute, 133 958 (69 %) ont dit avoir consulté un professionnel de la santé dans les 48 heures suivant la blessure. Ils ont été 163 571 à le faire en 2009-2010 et 198 164 en 2013, mais dans des proportions légèrement plus faibles (64 % en 2009-2010 et 66 % en 2013). D'après les données combinées des trois années d'enquête, la majorité des personnes qui ont cherché à obtenir des soins médicaux en raison d'une blessure liée à une chute se sont rendues au service d'urgence d'un hôpital (71 %), au cabinet d'un médecin (15 %), à une clinique (6 %) ou à la clinique externe d'un hôpital (5 %). Moins de 5 % ont déclaré avoir cherché à obtenir des soins médicaux dans un centre de santé communautaire ou là où la blessure est survenue. En outre, plus du quart des répondants ayant indiqué s'être rendus dans un établissement de soins médicaux pour une blessure liée à une chute ont indiqué avoir été hospitalisés pour la nuit. Des tendances similaires ont été observées pour toutes les années d'enquête (données non présentées).

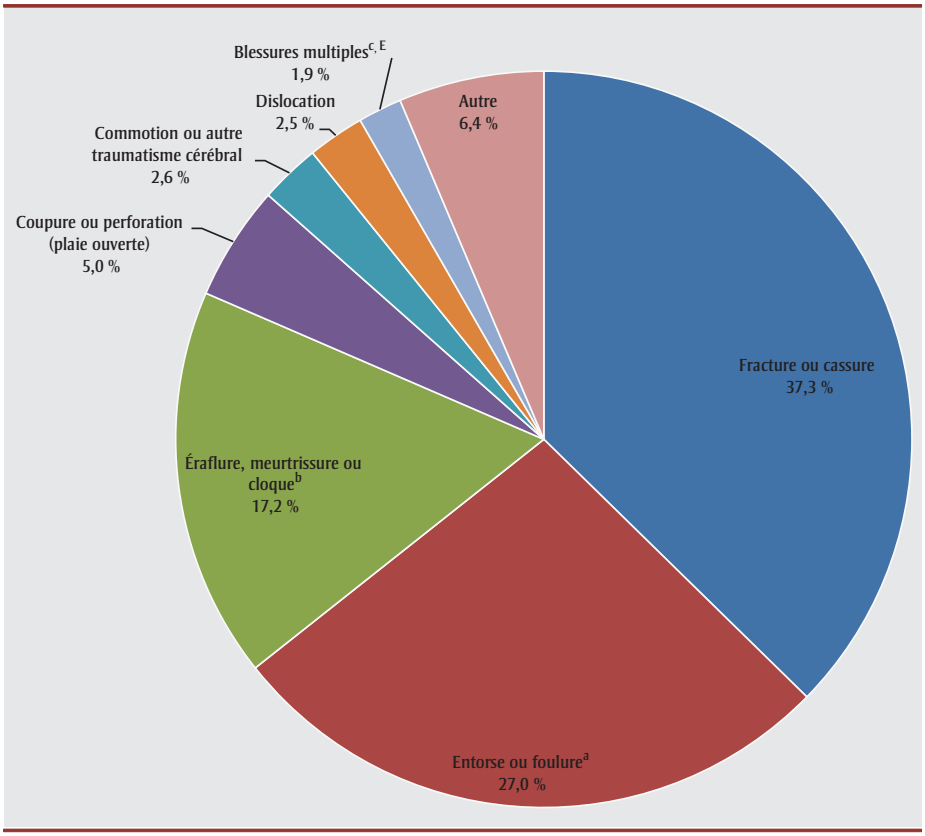
Analyse

À l'aide des données des ESCC de 2005, de 2009-2010 et de 2013, nous avons dressé un profil national actualisé des blessures attribuables à une chute chez les Canadiens âgés de 65 ans et plus et nous en avons analysé les tendances.

Entre 2005 et 2013, le nombre d'aînés canadiens ayant subi une blessure en raison d'une chute a augmenté de 50 %, ce qui concorde avec les tendances au vieillissement de la population[21]. De plus, l'augmentation des taux de blessures liées à une chute coïncide avec l'augmentation déjà constatée entre 2003 et 2009-2010 au Canada[7] ainsi qu'avec les tendances observées aux États-Unis[29,30], aux Pays-Bas[31] et en Australie[32,33]. Alors que la majorité de ces études se sont limitées aux blessures traitées dans un service d'urgence ou ayant nécessité une hospitalisation, notre étude présente les tendances concernant les blessures autodéclarées par suite d'une chute qu'un traitement médical ait été demandé ou non.

Nous avons constaté, à la suite d'autres études[29-36], que les taux de blessures liées à une chute étaient considérablement plus élevés chez les femmes plus âgées que chez les hommes plus âgés, et ce, pour toutes les années d'enquête. La perte de densité minérale osseuse suivant la ménopause

FIGURE 4
Proportion de blessures liées à une chute par type de blessure, adultes de 65 ans et plus, Canada, ESCC 2005, 2009-2010 et 2013



Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (enquêtes de 2005, 2009-2010 et 2013 combinées), Statistique Canada.
Abréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.
Remarque : Les termes utilisés dans les questionnaires de 2009-2010 et de 2013 pour certaines catégories ont légèrement changé par rapport au questionnaire de 2005 (voir ci-dessous), mais aucune différence significative n'a été observée dans les proportions de ces catégories entre les différentes enquêtes.
[a] Catégorie nommée « Entorse ou foulure » dans le questionnaire de 2005 et « Entorse ou foulure (incluant les ligaments et les muscles déchirés) » dans les questionnaires de 2009-2010 et de 2013.
[b] Catégorie nommée « Éraflure, meurtrissure, cloque » dans le questionnaire de 2005 et « Éraflure, meurtrissure, cloque (incluant les blessures multiples mineures) » dans les questionnaires de 2009-2010 et de 2013.
[c] Catégorie nommée « Blessures multiples » dans le questionnaire de 2005 et « Blessures multiples (excluant les blessures multiples mineures) » dans les questionnaires de 2009-2010 et de 2013.
[E] L'estimation étant liée à une variabilité d'échantillonnage élevée (c.-à-d. que le coefficient de variation se situe entre 16,6 % et 33,3 %), ces données doivent être interprétées avec prudence.

pourrait prédisposer les femmes à un risque accru de fracture[37-39]. Les disparités entre les sexes en ce qui concerne les taux de blessures attribuables à une chute pourraient également refléter les différences entre hommes et femmes quant à la force des membres inférieurs, à des problèmes de santé chroniques ainsi qu'à des facteurs liés au mode de vie ou au comportement[40].

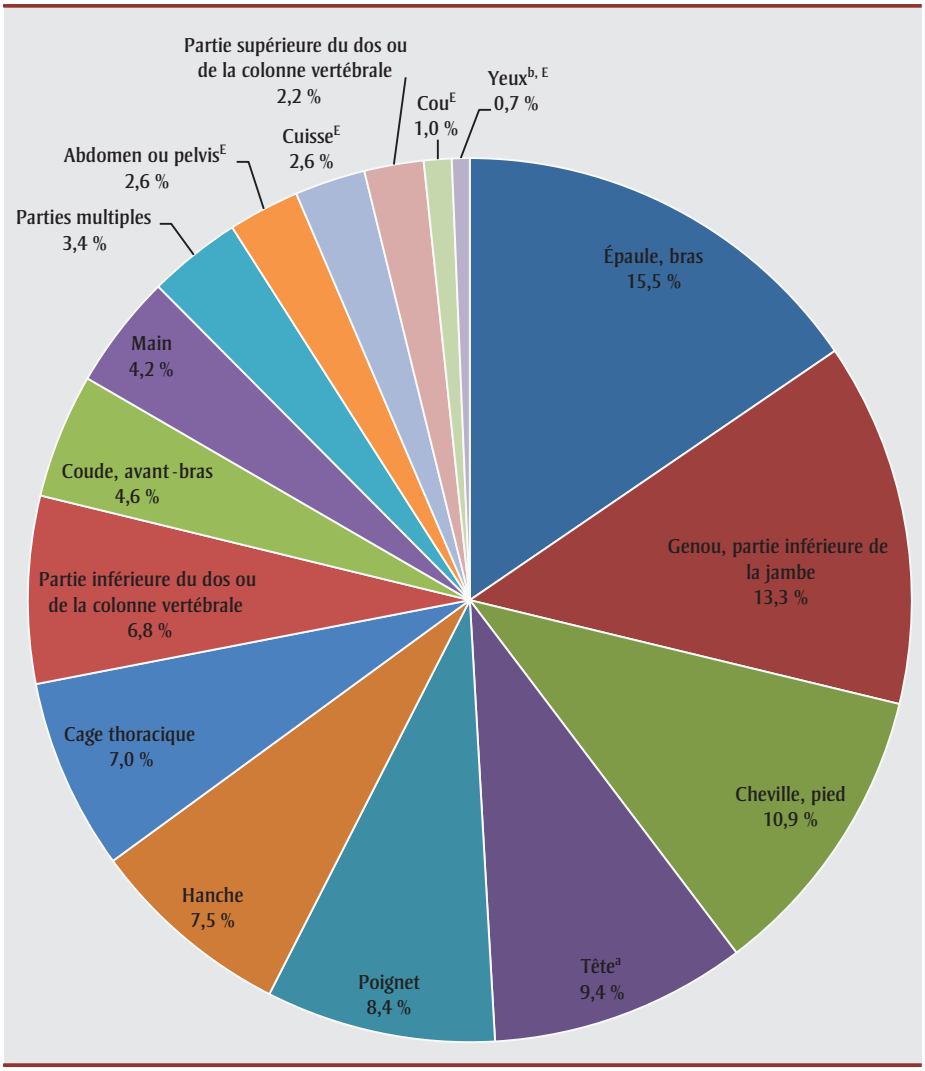
Une étude fondée sur les données recueillies dans le cadre de l'ESCC Vieillissement en santé a révélé que les facteurs de risque de chute diffèrent entre hommes et femmes, qu'ils soient sociodémographiques, liés au mode de vie et au comportement ou médicaux[41]. Par exemple, le fait d'être veuf, séparé ou divorcé, d'avoir un niveau de scolarité plus élevé et de présenter un trouble de la vue ont été associés à un risque élevé de chute chez les hommes, tandis que chez les femmes, un âge avancé, un faible revenu, la consommation d'alcool ou celle de médicaments ainsi que le fait de souffrir de diabète ou d'ostéoporose ou de présenter un nombre plus élevé d'affections comorbides augmentaient le risque de chute[41]. Il convient de noter que, bien que les femmes présentent un risque plus élevé de chute et de blessure liée à une chute, les taux de mortalité liés aux chutes sont plus élevés chez les hommes[7,42,43], qui sont susceptibles de subir des blessures plus graves compte tenu des circonstances ou des événements entourant leur chute[35].

Alors que le taux de blessures liées à une chute a augmenté de façon constante chez les femmes au fil du temps, nous avons observé un sommet chez les hommes en 2009-2010, suivi d'un déclin léger mais non significatif pour la dernière année d'enquête, lequel pourrait avoir contribué en partie à la stabilisation du taux global. Cette observation tranche avec les tendances observées entre 2003 et 2009-2010, les taux ayant alors augmenté de façon constante pour les deux sexes[7].

Bien qu'il soit difficile d'établir des comparaisons directes compte tenu de différences dans les sources de données et les périodes examinées, les études déjà citées menées dans d'autres pays ont révélé des tendances à la hausse similaires chez les deux sexes[29,30], voire une augmentation plus marquée chez les hommes que chez les femmes[31-33]. Les raisons du déclin (ou de la stabilisation) que nous avons observé récemment chez les hommes ne sont pas claires et pourraient être associées à des changements dans les comportements à risque et dans la perception du risque (p. ex. prendre des précautions supplémentaires au moment d'utiliser une échelle, marcher en étant plus attentif à l'environnement)[6,7,44]. Cependant, nous avons besoin d'années supplémentaires de données pour évaluer les tendances à long terme et déterminer si les taux de blessures liées à une chute diminuent réellement chez les hommes plus âgés au Canada.

L'augmentation du risque de chute avec l'âge a été largement prouvée[29-31,34-36] et peut être attribuée au déclin des fonctions physiques, sensorielles et cognitives causé par l'âge, de même qu'à l'augmentation des comorbidités[43,45]. En outre, nos résultats indiquent que, bien que les aînés plus âgés (85 ans et plus) continuent à présenter des taux plus élevés de blessures liées à une chute que les aînés plus jeunes, l'écart entre les groupes semble se resserrer avec le

FIGURE 5
Proportion de blessures liées à une chute selon la partie du corps atteinte, adultes de 65 ans et plus, Canada, ESCC 2005, 2009-2010 et 2013



Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (enquêtes de 2005, 2009-2010 et 2013 combinées), Statistique Canada.
Abréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.
Remarque : Les termes utilisés dans les questionnaires de 2009-2010 et de 2013 pour certaines catégories ont légèrement changé par rapport au questionnaire de 2005 (voir ci-dessous), mais aucune différence significative n'a été observée dans les proportions de ces catégories entre les différents sondages.
[a] Catégorie nommée « Tête (excluant les yeux) » dans le questionnaire de 2005, et « Tête (incluant les os faciaux) » dans les questionnaires de 2009-2010 et de 2013.
[b] Catégorie nommée « Yeux » dans le questionnaire de 2005, et « Yeux (excluant une fracture d'un os facial autour d'un œil) » dans les questionnaires de 2009-2010 et de 2013.
[E] L'estimation est liée à une variabilité d'échantillonnage élevée (c.-à-d. que le coefficient de variation se situe entre 16,6 % et 33,3 %) – ces données doivent être interprétées avec prudence.

temps. Le fait que les aînés plus jeunes mènent une vie plus active que par le passé et qu'ils consacrent plus de temps à des activités susceptibles d'accroître leur risque de chute pourrait expliquer cette tendance[29,46]. Toutefois, ces tendances reposent fort probablement sur l'interaction complexe de plusieurs facteurs de risque de chute : modifications liées à l'âge dans le mode de vie et le comportement, problèmes de santé et utilisation de médicaments[47]. De plus, des déclins dans les taux de blessures liées à une chute ont aussi été enregistrés récemment chez les plus âgés (80 ans ou plus) en Finlande[48] et pourraient témoigner d'améliorations dans leurs capacités fonctionnelles et dans leurs conditions de vie, quoique une évaluation plus approfondie des tendances soit nécessaire. À l'opposé, des études menées aux États-Unis[30] et en Australie[33] ont fait état d'augmentations nettement plus marquées des taux chez les plus âgés par rapport aux plus jeunes.

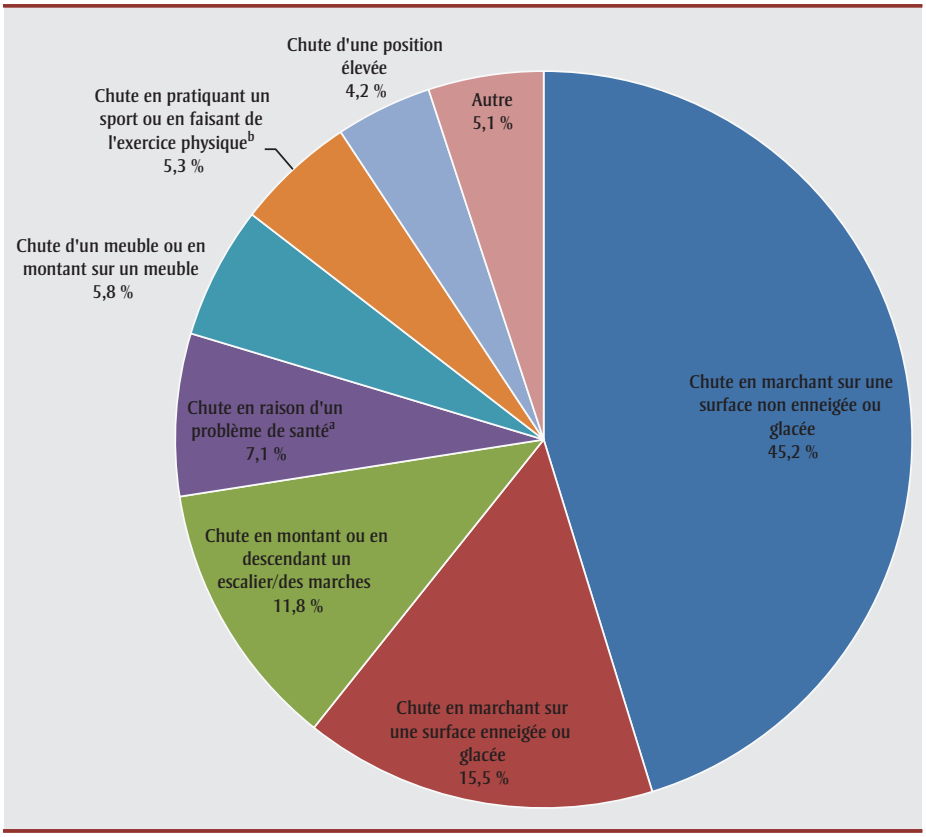
Le fait que les fractures forment la plus grande proportion de blessures liées à une chute concorde avec les résultats des études portant sur les blessures liées à une chute ayant nécessité une hospitalisation[31,32] ou traitées dans un service d'urgence[35]. Cela montre l'importance de la santé des os dans la prévention des fractures attribuables à une chute chez les aînés, en particulier compte tenu de la prévalence élevée de l'ostéoporose chez les femmes plus âgées[7,49]. Les circonstances entourant la survenue de blessures liées à une chute chez les aînés sont similaires à celles déclarées aux États-Unis[36], la majorité s'étant produites lorsque la personne a glissé, trébuché, fait un faux pas ou perdu l'équilibre. Cependant, la proportion relativement importante de blessures liées à une chute chez les aînés ayant marché sur une surface glacée ou enneigée est préoccupante et souligne le rôle que jouent les conditions météorologiques dans le risque de chute au Canada[50]. Nos résultats offrent aussi une illustration du fardeau qu'imposent les blessures liées à une chute sur le système de santé : plus des deux tiers des aînés canadiens ayant subi une blessure liée à une chute ont demandé des soins médicaux, le plus souvent au service d'urgence d'un hôpital. Avec le vieillissement de la population, on s'attend à une augmentation considérable du recours aux soins de santé dans les prochaines décennies en raison de blessures liées à une chute ainsi qu'à une augmentation des coûts qui leur sont associés.

Forces et limites

À notre connaissance, il s'agit de la première étude évaluée par les pairs sur les tendances relatives aux blessures autodéclarées à la suite d'une chute chez les aînés canadiens.

Le fait que nous ayons utilisé une enquête de population bien validée, qui a fourni un portrait national des blessures liées à une chute représentatif de la population des aînés canadiens vivant dans la collectivité,

FIGURE 6
Proportion de blessures liées à une chute par type d'activité, adultes de 65 ans et plus, Canada, ESCC 2009-2010 et 2013



Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (enquêtes de 2009-2010 et de 2013 combinées), Statistique Canada.
Abréviation : ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.
Remarque : Les données de l'échantillon auprès duquel l'ESCC de 2005 a été menée n'ont pas été incluses dans l'analyse en raison de différences dans la classification des activités comparativement aux enquêtes de 2009-2010 et de 2013.
[a] Les exemples comprenaient perte de conscience, faiblesse, étourdissement, dislocation d'une hanche ou d'un genou, crise d'épilepsie.
[b] Cette catégorie comprenait le patin, le ski et la planche à neige.

constitue l'une des principales forces de cette étude. Loin de se limiter à des observations sur les blessures ayant nécessité une hospitalisation ou une visite au service d'urgence, notre étude présente des estimations et des tendances relevant d'un spectre large de blessures liées à une chute.

Notre étude présente également plusieurs limites, à prendre en considération au moment d'interpréter les résultats. Premièrement, étant donnée la façon dont les questions ont été conçues dans l'ESCC, seules les données sur les blessures les plus graves subies par les répondants dans l'année précédant l'enquête ont été retenues. Autrement dit, les renseignements sur les chutes à l'origine de blessures moins graves que celles provoquées par certaines causes (p. ex. collisions routières) s'étant produites au cours de la même période n'ont pas été saisis, ce qui a vraisemblablement entraîné une sous-estimation du nombre et des taux de blessures liées à une chute. De façon similaire, l'enquête n'a pas recueilli d'information sur les chutes multiples subies par une même personne.

Deuxièmement, comme l'ESCC ne visait pas à recueillir de données annuelles sur les blessures pour l'ensemble des provinces et des territoires du Canada, notre étude des tendances nationales ne porte que sur un nombre limité de points de données (2005, 2009-2010 et 2013). Les changements susceptibles de s'être produits durant les périodes non visées par une enquête peuvent donc ne pas avoir été saisis. Néanmoins, la tendance généralement à la hausse des blessures liées à une chute dont nous avons fait état concorde avec ce qui a été signalé antérieurement[7].

Troisièmement, le fait que l'ESCC repose sur des renseignements autodéclarés pourrait avoir donné lieu à un biais de mesure et à une mauvaise classification de nos résultats. Par exemple, les questions au sujet des blessures pourraient avoir été interprétées différemment par certains répondants. La question de la sous-déclaration des chutes en raison d'un biais lié à la désirabilité sociale (p. ex. refus d'admettre avoir fait une chute) ou de la difficulté à se rappeler avoir fait une chute, surtout chez la population plus âgée[51], pourrait aussi se poser.

Quatrièmement, les taux de réponse peu élevés, en particulier dans la dernière année d'enquête (66,8 % en 2013), pourraient avoir donné lieu à une généralisabilité limitée des résultats de l'étude. Pour réduire le biais qui pourrait être associé au taux de non-réponse (comme le refus de participer ou l'incapacité de contacter la personne ou le ménage sélectionné), Statistique Canada a ajusté les coefficients de pondération en redistribuant les personnes ou les ménages n'ayant pas répondu et présentant des caractéristiques similaires (p. ex. données géographiques, période de collecte, moment des tentatives de contact et nombre de tentatives)[24].

Enfin, nos résultats ne peuvent être généralisés qu'à une population d'aînés relativement en santé et vivant dans la collectivité, et ils ne s'appliquent pas à ceux vivant dans des établissements de santé, qui sont susceptibles de présenter un profil de risque de chute distinct et dont les circonstances et les conséquences liées aux blessures pourraient différer de celles de la population générale[52].

Conclusion

Les blessures liées à une chute chez les aînés canadiens ont, comme dans d'autres pays industrialisés, augmenté au cours de la dernière décennie. Les données récentes laissent également penser qu'il y a dans les tendances des différences liées au sexe et à l'âge, et que cette augmentation est plus marquée chez les femmes et chez les aînés plus jeunes. Comme la

population canadienne vieillit rapidement, il demeure essentiel de surveiller les tendances et les profils des blessures liées à une chute, tout comme le fardeau que représentent ces blessures sur le système de santé.

Références

1. Tinetti ME, Speechley M, Ginter SF. Risk factors for falls among elderly persons living in the community N Engl J Med. 1988;319(26):1701-1707.

2. O'Loughlin JL, Robitaille Y, Boivin JF, Suissa S. Incidence of and risk factors for falls and injurious falls among the community-dwelling elderly Am J Epidemiol. 1993;137(3):342-354.

3. Tromp AM, Plujim SM, Smit JH, Deeg DJ, Bouter LM, Lips P. Fall-risk screening test: a prospective study on predictors for falls in community-dwelling elderly J Clin Epidemiol. 2001;54(8):837-844.

4. Gill T, Taylor AW, Pengelly A. A population-based survey of factors relating to the prevalence of falls in older people. Gerontology. 2005;51(5):340-345.

5. Morrison A, Fan T, Sen SS, Weisenfluh L. Epidemiology of falls and osteoporotic fractures: a systematic review Clinicoecon Outcomes Res. 2013;5:9-18.

6. Pearson C, St-Arnaud J, Geran L. Comprendre le risque de chute chez les aînés et leur perception du risque. Coup d'œil sur la santé, octobre 2014. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2014 (Statistique Canada, n° 82-624-X).

7. Agence de la santé publique du Canada. Chutes chez les aînés au Canada : Deuxième rapport. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada, 2014.

8. Gill TM, Murphy TE, Gahbauer EA, Allore HG. Association of injurious falls with disability outcomes and nursing home admissions in community-living older persons Am J Epidemiol. 2013;178(3):418-425.

9. Todd C, Skelton D. What are the main risk factors for falls among older people and what are the most effective interventions to prevent these falls? Health Evidence Network Report. Copenhagen (DM) : World Health Organization Regional Office for Europe; 2004.

10. Wolinsky FD, Bentler SE, Liu L et collab. Recent hospitalization and the risk of hip fracture among older Americans J Gerontol A Biol Sci Med Sci. 2009;64 (2):249-55.

11. Ioannidis G, Papaioannou A, Hopman WM et collab. Relation between fractures and mortality: results from the Canadian Multicentre Osteoporosis Study CMAJ. 2009;181 (5):265-271.

12. Stel VS, Smit JH, Pluijm SM, Lips P. Consequences of falling in older men and women and risk factors for health service use and functional decline Age Ageing. 2004;33(1):58-65.

13. Scott V, Pearce M, Pengelly C. Rapport technique : Les blessures résultant de chutes des Canadiens âgés de 65 ans et plus portant sur l'analyse des données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Cycle 2.1 présentée dans le Rapport sur les chutes des aînés au Canada. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2005.

14. Tinetti ME, Kumar C. The patient who falls: ''it's always a trade-off'' JAMA.2010;303 (3):258-266.

15. Scuffham P, Chaplin S, Legood R. Incidence and costs of unintentional falls in older people in the United Kingdom J Epidemiol Community Health. 2003;57(9):740-744.

16. Stevens JA, Corso PS, Finkelstein EA, Miller TR. The costs of fatal and non-fatal falls among older adults Inj Prev. 2006;12 (5):290-295.

17. Watson WL, Clapperton AJ, Mitchell RJ. The cost of fall-related injuries among older people in NSW, 2006-07 N S W Public Health Bull. 2011;22(3-4):55-59.

18. Hartholt KA, Polinder S, van der Cammen TJ et collab. Costs of falls in an ageing population: a nationwide study from the Netherlands (2007–2009) Injury. 2012;43 (7):1199-1203.

19. Sauve-qui-pense. The economic burden of injury in Canada. Toronto (Ont.) : Sauve-qui-pense; 2009.

20. Statistique Canada. La population canadienne en 2011 : âge et sexe. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2012 (n° 98-311-X2011001 au catalogue).

21. Statistique Canada. Projections démographiques pour le Canada, les provinces et les territoires, 2009 à 2036. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010 (n° 91-520-X au catalogue).

22. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) Cycle 3.1 (2005) : Fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD) : Guide de l'utilisateur. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2006.

23. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Composante annuelle : Guide de l'utilisateur : Fichier de microdonnées de 2010 et 2009-2010. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2011.

24. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) – Composante annuelle : Guide de l'utilisateur : Fichier de microdonnées de 2013. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2014.

25. Yeung CW, Thomas S. Imputation for the Canadian Community Health Survey [L'imputation du revenu pour l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes]. Working Paper (Methodology Branch). Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2013 (n° 11-619E n° 2013-003 au catalogue].

26. Rao JN, Scott AJ. On chi-squared tests for multiway contingency tables with cell proportions estimated from survey data, Ann Statist. 1984;12(1):46-60.

27. Thomas S, Wannell B. Combiner les cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes Rapports sur la santé. 2009;20(1):59-65.

28. Statistique Canada. BootVar : guide de l'usager (BootVar 3.1 - Version SAS). Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010.

29. Hartholt KA, Stevens JA, Polinder S, van der Cammen TJ, Patka P. Increase in fall-related hospitalizations in the United States, 2001-2008. J Trauma. 2011;71(1):255-258.

30. Orces CH, Alamgir H. Trends in fall-related injuries among older adults treated in emergency departments in the USA Inj Prev. 2014;20(6):421-423.

31. Hartholt KA, van der Velde N, Looman CW et collab. Trends in fall-related hospital admissions in older persons in the Netherlands Arch Intern Med. 2010;170(10):905-911.

32. Watson WL, Mitchell R. Conflicting trends in fall-related injury hospitalisations among older people: variations by injury type. Osteoporos Int. 2011;22(10):2623-2631.

33. Bradley C. Trends in hospitalisations due to falls by older people, Australia 1999–00 to 2010–11. Injury research and statistics series no. 84. Canberra (AU) : Australian Institute of Health and Welfare; 2013 (INJCAT n° 160).

34. Peel NM, Kassulke DJ, McClure RJ. Population based study of hospitalised fall related injuries in older people. Inj Prev. 2002;8 (4):280-283.

35. Stevens JA, Sogolow ED. Gender differences for non-fatal unintentional fall related injuries among older adults. Inj Prev. 2005; 11(2):115-119.

36. Schiller JS, Kramarow EA, Dey AN. Fall injury episodes among noninstitutionalized older adults: United States, 2001–2003. Advance data from vital and health statistics; no. 392. Hyattsville (MD) : National Center for Health Statistics; 2007 (PHS n° 2007-1250).

37. Siris ES, Miller PD, Barrett-Connor E et collab. Identification and fracture outcomes of undiagnosed low bone mineral density in postmenopausal women: results from the National Osteoporosis Risk Assessment JAMA. 2001;286(22):2815-2822.

38. Stone KL, Seeley DG, Lui LY et collab. BMD at multiple sites and risk of fracture of multiple types: long-term results from the Study of Osteoporotic Fractures J Bone Miner Res. 2003;18(11):1947-1954.

39. Cranney A, Jamal SA, Tsang JF, Josse RG, Leslie WD. Low bone mineral density and fracture burden in postmenopausal women CMAJ. 2007;177(6):575-580.

40. Duckham RL, Procter-Gray E, Hannan MT, Leveille SG, Lipsitz LA, Li W. Sex differences in circumstances and consequences of outdoor and indoor falls in older adults in the MOBILIZE Boston cohort study BMC Geriatr. 2013;13:133.

41. Chang VC, Do MT. Risk factors for falls among seniors: implications of gender Am J Epidemiol. 2015;181(7):521-531.

42. Stevens JA, Ryan G, Kresnow M. Fatalities and injuries from falls among older adults – United States, 1993–2003 and 2001–2005 MMWR. 2006;55(45):1221-1224.

43. Organisation mondiale de la santé (OMS). WHO global report on falls prevention in older age. Genève (CH) : OMS; 2007. Téléchargeable en anglais à partir de la page : http://www.who.int/ageing/projects/falls_prevention_older_age/en/#.

44. Yuen HK, Carter RE. A measure of fall risk behaviors and perceptions among community-dwelling older adults J Allied Health. 2006; 35(4):e276-e297.

45. Ambrose AF, Paul G, Hausdorff JM. Risk factors for falls among older adults: a review of the literature Maturitas. 2013;75(1):51-61.

46. Victorino CC, Gauthier AH. Are Canadian seniors becoming more active? Empirical evidence based on time-use data.Can J Aging. 2005;24(1):45-56.

47. Deandrea S, Lucenteforte E, Bravi F, Foschi R, La Vecchia C, Negri E. Risk factors for falls in community-dwelling older people: a systematic review and meta-analysis Epidemiology. 2010;21(5):658-668.

48. Korhonen N, Niemi S, Palvanen M, Parkkari J, Sievänen H, Kannus P. Declining age-adjusted incidence of fall-induced injuries among elderly Finns Age Ageing. 2012;41 (1):75-79.

49. Cummings-Vaughn LA, Gammack JK. Falls, osteoporosis, and hip fractures Med Clin North Am. 2011;95(3):495-506.

50. Gao C, Abeysekera J. A systems perspective of slip and fall accidents on icy and snowy surfaces. Ergonomics. 2004;47(5):573-98.

51. Cummings SR, Nevitt MC, Kidd S. Forgetting falls The limited accuracy of recall of falls in the elderly. J Am Geriatr Soc.1988;36 (7):613-6.

52. Deandrea S, Bravi F, Turati F, Lucenteforte E, La Vecchia C, Negri E. Risk factors for falls in older people in nursing homes and hospitals. A systematic review and meta-analysis. Arch Gerontol Geriatr.2013;56(3): 407-15.

Synthèse portant sur les données probantes

Tendances et projections relatives à l'obésité chez les Canadiens

C. Bancej, Ph. D. (1); B. Jayabalasingham, Ph. D. (1); R. W. Wall, Ph. D. (1); D. P. Rao, M. Sc. (2); M. T. Do, Ph. D. (2); M. de Groh, Ph. D. (1); G. C. Jayaraman, Ph. D. (2)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Diffuser cet article sur Twitter

Principales constatations

- Environ 1 enfant ou adolescent canadien sur 7 est obèse.
- Le taux de prévalence de l'obésité chez les enfants et les adolescents canadiens n'a pas changé significativement depuis 2007 et on prévoit qu'il restera stable au cours des deux prochaines décennies.
- Environ 1 adulte canadien sur 4 est obèse.
- On prévoit que le taux de prévalence de l'obésité chez les adultes canadiens continuera d'augmenter au cours des deux prochaines décennies.
- On prévoit une augmentation du taux d'obésité plus importante dans la population masculine que dans la population féminine.

Mots-clés : *obésité, épidémiologie, indice de masse corporelle, prévalence, enquête sur la santé, simulation par ordinateur, projections*

Introduction

La prévalence de l'obésité – soit un indice de masse corporelle (IMC) supérieur ou égal à 30 kg/m^2 chez les adultes ou deux écarts-types au-dessus de la médiane de la norme de croissance de l'Organisation mondiale de la santé chez les enfants – a augmenté dans de nombreuses régions du monde[1]. Les adultes obèses sont plus susceptibles d'être atteints de certaines affections chroniques, notamment d'hypertension, de diabète de type 2, de cardiopathies et de certains cancers, ainsi que de mourir prématurément[2,3]. Les enfants obèses présentent aussi un risque cardiométabolique accru (dyslipidémie, résistance à l'insuline et hypertension artérielle)[4,5,6]. Un excès pondéral pendant l'enfance qui se poursuit à l'âge adulte peut nuire à la qualité de vie, au rendement scolaire et au revenu tout au long de la vie[7,8].

L'Agence de la santé publique du Canada a estimé les coûts annuels directs, en dollars canadiens constants de 2001, des soins de santé (coûts liés aux médecins, aux hospitalisations et aux médicaments) pour les personnes classées comme obèses au Canada. Évalués à 7,0 milliards de dollars en 2011, ils devraient atteindre 8,8 milliards de dollars d'ici 2021, d'après un calcul à partir des moyennes actuelles qui font qu'ils sont plus élevés chez les obèses (2 283 $) que chez les personnes en surpoids (1 726 $), les personnes en insuffisance pondérale (1 298 $) et les personnes de poids normal (1 284 $)[9]. Des estimations canadiennes antérieures, de 2006 et 2008 et obtenues par des méthodologies différentes, ont évalué le fardeau économique annuel (coûts directs et indirects) de l'obésité dans une fourchette allant de 4,6 à 7,1 milliards de dollars[10,11].

Cette synthèse fondée sur des données probantes vise à présenter les taux de prévalence de l'obésité au Canada à la fois actuels et projetés, à partir d'un calcul de l'IMC reposant sur des mesures objectives de la taille et du poids. L'utilisation de mesures objectives de la taille et du poids pour calculer l'IMC est fortement recommandée, particulièrement chez les enfants et les adolescents[12], car lorsque la taille et le poids sont autodéclarés ou obtenus par procuration, le poids réel est généralement sous-estimé, ce qui fait que l'IMC et la prévalence de l'obésité le sont également[13,14].

Sources des données

Avant 2007, seules quelques enquêtes nationales de population utilisaient la mesure directe de la taille et du poids des enfants et des adolescents : l'Enquête santé Canada (visant les jeunes depuis la naissance) en 1978-1979; l'Enquête Condition physique Canada (visant les 7 ans et plus) en 1981; l'enquête Campbell sur le mieux-être au Canada (visant les 7 ans et plus) en 1988 et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), cycle 2.2, Nutrition (visant les 2 ans et plus) en 2004. Depuis 2007, dans le cadre de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé (ECMS), l'IMC mesuré objectivement est systématiquement recueilli, la collecte de données pour l'ensemble de l'ECMS se faisant par cycles de deux ans[15].

Nous avons généré des projections de l'IMC passé, actuel et futur de 2001 à 2031 à l'aide d'un modèle de microsimulation de santé de la population basé sur l'IMC des enfants et des adultes, le POHEM-BMI[16]. Le POHEM-BMI est un modèle de microsimulation de Monte Carlo en temps continu dont l'unité de base d'analyse est la personne. La simulation dynamique recrée la population canadienne à un moment donné en fonction des naissances, de l'immigration et de l'émigration et elle en

Rattachement des auteurs :

1. Division de l'intégration scientifique, Direction des déterminants sociaux et de l'intégration scientifique, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. Division de la surveillance et de l'épidémiologie, Centre de prévention des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

suit le vieillissement, une personne à la fois, jusqu'au décès. La trajectoire de vie et le décès de chaque personne simulée sont influencés par certains événements, notamment le début et l'arrêt du tabagisme, les changements liés à l'activité physique et à l'IMC, ainsi que l'incidence et la progression des maladies. Le POHEM-BMI intègre des distributions de données et des équations dérivées de diverses sources : enquêtes transversales et longitudinales représentatives de la population à l'échelle nationale, statistiques de l'état civil et registres du cancer[9,16]. En particulier, les équations de régression multivariée estimées à partir de l'enquête longitudinale nationale sur la santé de la population de 1994 à 2006 simulent les interactions plausibles liées à l'IMC, en effectuant un ajustement pour le biais lié à l'autodéclaration ou à la déclaration par procuration. Le modèle POHEM-BMI est autorégressif et inclut des variables qui ont une force prédictive supérieure à celle des antécédents de l'IMC, notamment l'âge, le sexe, l'activité physique et le tabagisme. Les projections du POHEM-BMI supposent que les modèles de comportement actuels persistent et qu'aucune nouvelle mesure n'est mise en place pour prévenir l'obésité.

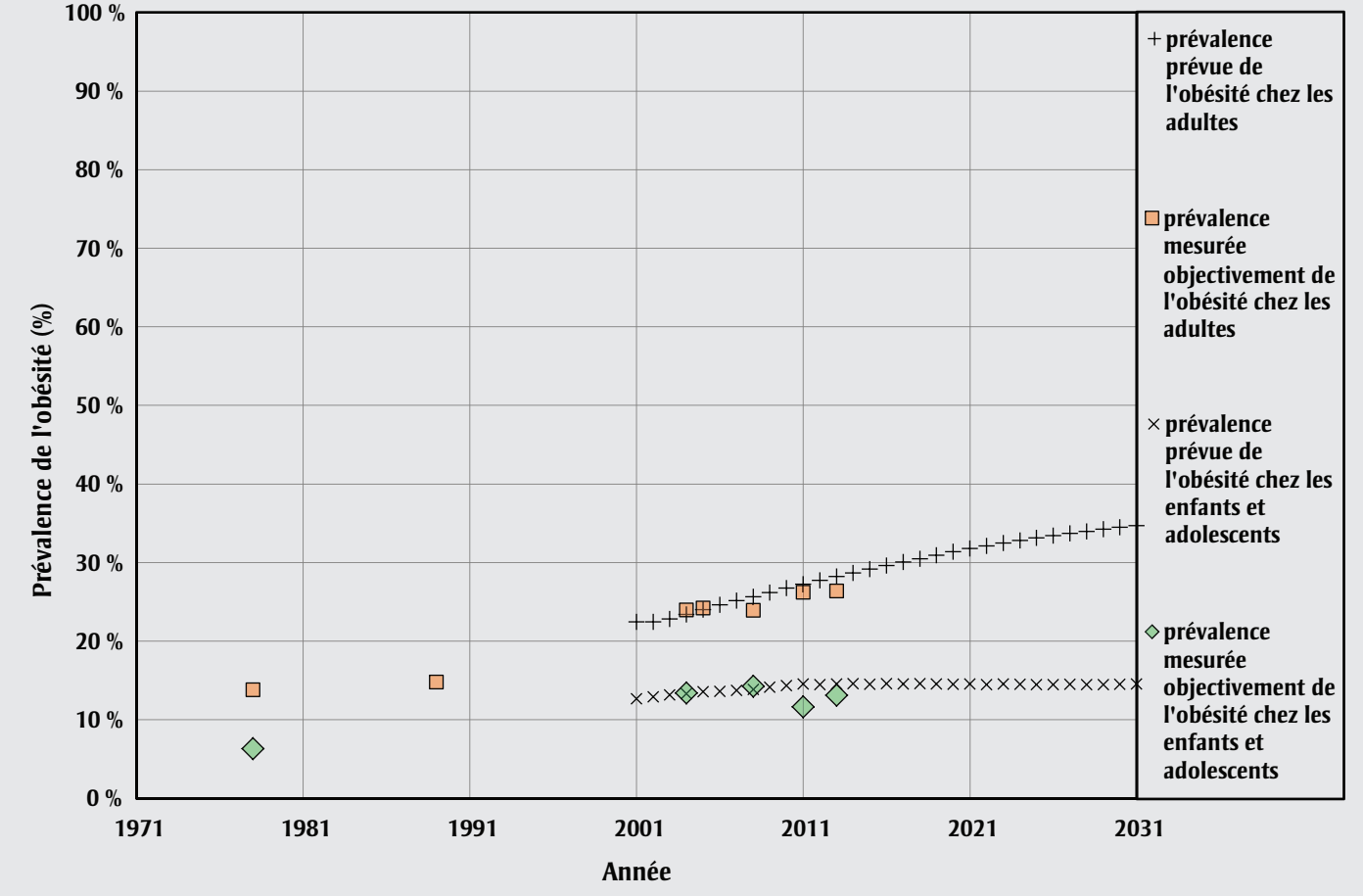
Tendances relatives à l'obésité chez les enfants et les adolescents canadiens

Le taux de prévalence de l'obésité fondée sur l'IMC mesuré objectivement a plus que doublé chez les enfants et les adolescents canadiens (jeunes de moins de 18 ans) entre 1978-1979 et 2004, passant de 6,3 % (chez les 2 à 17 ans) à 13,3 % (chez les 6 à 17 ans)[17]. Le taux de prévalence de l'obésité est plus élevé chez les garçons que chez les filles et il est plus élevé chez les adolescents (12 à 17 ans) que chez les enfants (6 à 11 ans). D'après les données tirées des cycles 2007 à 2009, 2009 à 2011 et 2012 à 2013 de l'ECMS, le taux de prévalence de l'obésité s'est stabilisé entre 11,6 % et 14,3 % (chez les 6 à 17 ans). Ces observations sont cohérentes avec le POHEM-BMI,[16]. dont les projections indiquent que l'obésité chez les jeunes canadiens de 6 à 17 ans se stabilisera après 2013 à 1 enfant sur 7 obèse (figure 1).

Tendances relatives à l'obésité chez les adultes canadiens (18 ans et plus)

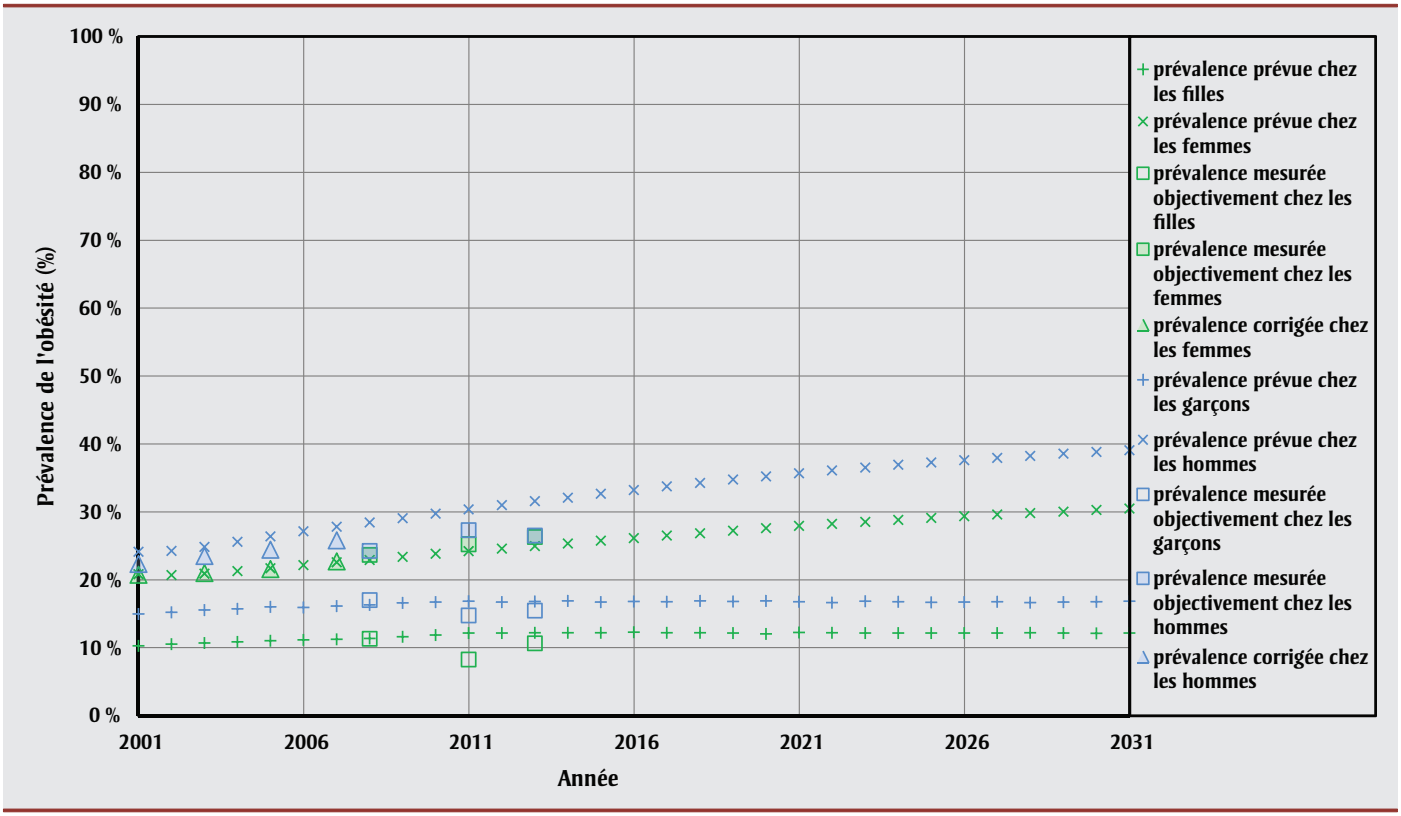
Le taux de prévalence de l'obésité fondé sur des mesures objectives de l'IMC

FIGURE 1
Prévalence de l'obésité chez les enfants et les adolescents et chez les adultes au Canada en fonction de l'année



Remarques : Prévalence prévue à l'aide du modèle de santé de la population comportant l'indice de masse corporelle (POHEM-BMI) version 6.0.1.0, 3 mars 2015.
Prévalence mesurée objectivement tirée des enquêtes sur la santé de la population canadienne (voir la section Sources des données pour les détails).
Les enfants et dolescents sont âgés de 6 à 17 ans; les adultes de 18 à 79 ans; la population a entre 6 et 79 ans.

FIGURE 2
Prévalence de l'obésité chez les enfants et adolescents et chez les adultes au Canada en fonction du sexe et de l'année



Remarques : Prévalence prévue à l'aide du modèle de santé de la population comportant l'indice de masse corporelle (POHEM-BMI) version 6.0.1.0, 3 mars 2015. Prévalence mesurée objectivement tirée des enquêtes sur la santé de la population canadienne (voir la section Sources des données pour les détails). Les enfants et adolescents sont âgés de 6 à 17 ans; les adultes de 18 à 79 ans; la population a entre 6 et 79 ans.

a presque doublé chez les adultes canadiens entre 1978-1979 et 2004, passant de 13,8 % à 23,1 %[11]. Le taux de prévalence de l'obésité chez les adultes est plus faible chez les jeunes adultes, augmente à l'âge moyen et diminue légèrement chez les personnes âgées. D'après les données tirées des cycles 2007-2009, 2009-2011 et 2012-2013 de l'ECMS, la prévalence de l'obésité chez les adultes se situe entre 23,9 % et 26,4 %, avec 1 adulte sur 4 obèse. Les projections établies à l'aide du POHEM-BMI laissent penser que l'obésité chez les adultes augmentera au cours des deux prochaines décennies (figure 1), surtout chez les hommes adultes (figure 2).

Conclusion

Notre analyse de trois cycles récents de l'ECMS révèle que le taux de prévalence de l'obésité fondé sur des mesures objectives de l'IMC s'est stabilisé chez les enfants et les adolescents, mais a augmenté légèrement chez les adultes. Nos projections laissent penser que, malgré une stabilisation de la prévalence de l'obésité chez les enfants et les adolescents, si aucune nouvelle mesure efficace n'est mise en place relativement à la tendance chez les adultes, l'obésité mesurée objectivement augmentera au cours des deux prochaines décennies, affectant plus d'1 adulte canadien sur 3 d'ici 2031. Ces projections obtenues à l'aide d'un modèle validé de microsimulation de santé de la population[18]. fournissent un point de référence réaliste pour comparer les nouvelles données de surveillance afin de mettre en lumière les changements dans les tendances relatives à l'obésité chez les enfants et les adultes canadiens.

Références

1. World Health Organization. Global status report on non-communicable diseases 2014 [Internet]. World Health Organization. 2014. Consultable en ligne à la page : http://apps-who.int/iris/bitstream/10665/148114/1/9789241564854_eng.pdf?ua=1
2. Guh DP, Zhang W, Bansback N, Zubin A, Laird BC, Anis Aslam H. The incidence of co-morbidities related to obesity and overweight: a systematic review and meta-analysis. BMC Public Health. 2009;9:88.
3. Katzmarzyk PT, Ardern CI. Overweight and obesity mortality trends in Canada 1985–2000. Can J Public Health. 2004;95:16-20.
4. O'Malley G, Santoro N, Northrup V. et collab. High normal fasting glucose level in obese adolescents: a marker for insulin resistance and beta cell dysregulation. Diabetologia. 2010;53:1199-1209.
5. Sinha R, Fisch G, Teague B. et collab. Prevalence of impaired glucose tolerance among children and adolescents with marked obesity. N Engl J Med.2002;346:802-810. Erratum in: N Engl J Med. 2002; 346:1756.
6. Ostchega Y, Carroll M, Prineas RJ, McDowell MA, Louis T, Tilert T. Trends of elevated blood pressure among children and adolescents: data from the National Health and Nutrition Examination Survey 1988-2006. Am J Hypertens. 2009;22:59-67.

7. Herman KM, Craig CL, Gauvin L, Katzmarzyk PT. Tracking of obesity and physical activity from childhood to adulthood: the Physical Activity Longitudinal Study. Int J Pediatr Obes. 2009;4(4):281-288.

8. Puhl RM, Heuer CA. The stigma of obesity: a review and update. Obesity. 2009;17: 941-964.

9. Nadeau C, Asakawa K, Flanagan W, Wall RW, Bancej C, Morrison H. Projection of body mass index (BMI), chronic conditions and healthcare costs in Canada: an application of microsimulation. Can J Diab. 2013;37(2):S243-244.

10. Anis AH, Zhang W, Bansback N, Guh DP, Amarsi Z, Birmingham CL. Obesity and overweight in Canada: an updated cost-of-illness study. Obes Rev. 2010;11: 31-40.

11. Agence de la santé publique du Canada et Institut canadien d'information sur la santé. Obésité au Canada : rapport conjoint de l'Agence de la santé publique du Canada et de l'Institut canadien d'information sur la santé [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2011. PDF téléchargeable à partir du lien : http://www.phac-aspc.gc.ca/hp-ps/hl-mvs/oic-oac/assets/pdf/oic-oac-fra.pdf

12. Shields M, Gorber SC, Janssen I, Tremblay MS. Estimations de l'obésité chez les enfants fondées sur les mesures déclarées par les parents et sur les mesures directes. Rapports sur la santé. 2011;22(3):51-63.

13. Elgar FJ, Stewart JM. Validity of self-report screening for overweight and obesity. Evidence from the Canadian Community Health Survey. Can J Public Health. 2008;99(5):423-427.

14. Hattori A, Sturm R. The obesity epidemic and changes in self-report biases in BMI. Obesity (Silver Spring). 2013;21(4) 856-860.

15. Tremblay MS, Wolfson M, Connor Gorber S. Enquête canadienne sur les mesures de la santé : raison d'être, contexte et aperçu. Rapports sur la santé. 2007;18(Suppl.)7-21.

16. Nadeau C, Flanagan W. POHEM-BMI: a dynamic microsimulation model of impact of body mass index and health outcomes and costs for Canada. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2011.

17. Shields M, Tremblay MS. Canadian childhood obesity estimates based on WHO, IOTF and CDC cut-points. Int J Pediatr Obes. 2010;5:265-273.

18. Kopec JA, Fines P, Manuel DG. et collab. Validation of population-based disease simulation models: a review of concepts and methods. BMC Public Health. 2010;10:710.

Note de synthèse

Déclaration politique de Rio sur les déterminants sociaux de la santé : aperçu des mesures canadiennes de 2015

A. Stankiewicz, M.H.P.; M. Herel, M.A.; M. DesMeules, M. Sc.

Diffuser cet article sur Twitter

En 2012, le Canada et d'autres États membres des Nations unies ont adopté la Déclaration politique de Rio sur les déterminants sociaux de la santé (Déclaration de Rio)[1], un engagement non contraignant par lequel les États membres de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) promettent d'améliorer les conditions de travail et de vie qui influent sur la santé et le bien-être. La Déclaration de Rio énonce plus précisément cinq engagements visant à réduire les inégalités en santé : adopter une meilleure gouvernance pour la santé et le développement, promouvoir la participation à l'élaboration et à la mise en œuvre des politiques, réorienter davantage le secteur de la santé pour réduire les inégalités en santé, renforcer la gouvernance et la collaboration mondiales et enfin suivre les progrès et accroître la responsabilisation.

L'engagement du Canada envers la Déclaration de Rio

En 2013, à la suite de l'adoption de la Déclaration de Rio, le gouvernement du Canada a publié un premier rapport[2] pour rendre compte des mesures prises. En 2015, en prévision de la présentation d'un rapport par l'OMS sur la mise en œuvre de la Déclaration de Rio par les États membres à l'Assemblée mondiale de la santé en mai et en s'appuyant sur ce premier rapport, le gouvernement du Canada a rédigé le rapport *Déclaration politique de Rio sur les déterminants sociaux de la santé : aperçu des mesures canadiennes de 2015*, qui présente les mesures relevant des cinq engagements de la Déclaration et prises depuis 2013 par le Canada[3]. Ce rapport donne un aperçu des activités entreprises par les différents ordres de gouvernement et secteurs pour promouvoir l'équité en santé et agir sur les déterminants sociaux de la santé. Il vise de plus à encourager la mise en commun et l'adoption de pratiques prometteuses visant à promouvoir l'équité en santé à l'échelle nationale et internationale.

Critères de sélection des mesures

Les principaux progrès réalisés au sein des différents ordres de gouvernement et de la société civile concernent d'une part la poursuite de la réorientation du secteur de la santé en vue de réduire les inégalités en santé et d'autre part les mesures visant à suivre les progrès et à accroître la responsabilisation. Ont été relevés 29 mesures et outils mis en place récemment au Canada, sur la base des critères suivants[3] :

- cadrent avec au moins l'un des cinq engagements de la Déclaration de Rio;
- ont été publiés en 2013 ou après;
- sont canadiens ou présentent une valeur ajoutée pour le Canada et portent sur des efforts
  - nationaux, provinciaux ou territoriaux, ou fédéraux-provinciaux-territoriaux,
  - déployés par le secteur public, les organisations non gouvernementales ou le secteur privé,
  - relevant de partenariat intersectoriel;
- concernent un ensemble d'expériences vécues au Canada par des provinces/territoires, y compris à l'échelon local;
- décrivent des mesures éprouvées, prometteuses ou innovatrices (idéalement, la mesure ou l'outil doit montrer les données probantes des résultats de l'évaluation et leurs répercussions);
- décrivent des mesures réellement adoptées (et non des énoncés de position ou des recommandations);
- ont été évalués;
- sont publics.

Une attention particulière a été portée aux mesures offrant un mélange équilibré d'interventions en amont et en aval qui améliorent la santé et favorisent l'équité en santé, décrivant les populations autochtones (Premières Nations, Métis, Inuits), appliquant une définition commune de l'équité en santé ou encore témoignant de l'engagement du Canada envers l'équité des sexes.

Présentation des mesures

Chaque mesure est présentée en une demi-page ou une page, avec un résumé en une phrase ou deux mettant en valeur ses points forts. Un hyperlien renvoie au site Internet qui a servi de référence à sa sélection. Dans le rapport 2015, les mesures sont ventilées en fonction des cinq engagements de la Déclaration :

- Adopter une meilleure gouvernance pour la santé et le développement
  - Utiliser l'expérience acquise dans l'évaluation des répercussions sur la santé.

Rattachement des auteurs :

Direction des déterminants sociaux et de l'intégration scientifique, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance: Agata Stankiewicz, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; courriel : agata.stankiewicz@phac-aspc.gc.ca

- Travailler dans chaque secteur à réduire la pauvreté, à améliorer la protection sociale et à promouvoir les principaux déterminants de la santé, comme le logement.

- Promouvoir la participation à l'élaboration et à la mise en œuvre des politiques
  - Réformer les processus gouvernementaux afin d'accroître l'accessibilité des données, la transparence et la participation, ainsi que la mobilisation des citoyens.
  - Mettre en place des approches destinées à mobiliser les Autochtones et à leur fournir les outils pour s'autogouverner.

- Réorienter davantage le secteur de la santé pour réduire les inégalités en santé
  - Intégrer l'équité, en particulier de genre, dans la conception et la prestation des programmes et des services.
  - Fournir compétences et outils pour promouvoir l'équité en santé.

- Renforcer la gouvernance et la collaboration mondiales
  - Aider financièrement les pays et organisations internationales.
  - Favoriser le soutien Nord-Sud sur le plan de l'échange de renseignements et de l'expertise technique.

- Suivre les progrès et accroître la responsabilisation
  - Renforcer les systèmes et les méthodes de suivi pour signaler les inégalités en santé.
  - Diffuser les données probantes pour éclairer les politiques et les mesures.

Ces mesures sont susceptibles d'intéresser les gouvernements nationaux, provinciaux et territoriaux, les autorités régionales et locales, les organisations non gouvernementales, le milieu universitaire, les organisations professionnelles et les organisations de la société civile qui s'emploient à améliorer les déterminants sociaux de la santé au Canada et ailleurs dans le monde.

Le Canada cherche ainsi à renforcer son action sur les déterminants sociaux de la santé et l'équité en santé, par exemple par la mise en œuvre de la résolution de 2014, Contribuer au développement économique et social : une action intersectorielle durable pour améliorer la santé et l'équité en santé[4], qu'il a approuvée, comme d'autres États membres des Nations unies l'ont fait. Cette résolution s'appuie sur la Déclaration de Rio pour exhorter les États membres à agir pour améliorer la santé et réduire les inégalités en santé dans divers secteurs et ordres de gouvernement.

Références

1. Organisation mondiale de la santé (OMS). Déclaration politique de Rio sur les déterminants sociaux de la santé [en ligne]. Genève (CH) : OMS; 2011. PDF téléchargeable à partir du lien : http://www.who.int/sdhconference/declaration/Rio_political_declaration_French.pdf?ua = 1

2. Agence de la santé publique du Canada. Déclaration politique de Rio sur les déterminants sociaux de la santé : une sélection des mesures canadiennes 2013. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2013. En ligne à : http://publications.gc.ca/site/fra/9.641890/publication.html

3. Agence de la santé publique du Canada. Déclaration politique de Rio sur les déterminants sociaux de la santé : aperçu des mesures canadiennes de 2015. Ottawa (Ont) : Agence de la santé publique du Canada; 2015. Consultable en ligne à partir du lien http://canadiensensante.gc.ca/publications/science-research-sciences-recherches/rio/index-fra.php

4. Organisation mondiale de la santé (OMS). Contribuer au développement économique et social : une action intersectorielle durable pour améliorer la santé et l'équité en santé (suivi de la Huitième Conférence mondiale sur la promotion de la santé). Assemblée de l'OMS n°67 [en ligne]. OMS; 2014. PDF téléchargeable à partir du lien : http://apps.who.int/gb/ebwha/pdf_files/EB134/B134_R8-fr.pdf

Autres publications de l'ASPC

Les chercheurs de l'Agence de la santé publique du Canada contribuent également à des travaux publiés dans d'autres revues. Voici quelques articles publiés en 2014 et 2015.

Afifi TO, MacMillan HL, Taillieu T, Cheung K, Turner S, **Tonmyr L**, **Hovdestad W**. Relationship between child abuse exposure and reported contact with child protection organizations: results from the Canadian Community Health Survey. Child Abuse Neglect. 2015. [sous presse]

Brehaut JC, Carroll K, Elwyn G, Saginur R, Kimmelman J, Shojania K, Syrowatka A, **Nguyen T** et collab. Elements of informed consent and decision quality were poorly correlated in informed consent documents. J Clin Epidemiol. 2015. [sous presse]

Chalmers BE, **Dzakpasu S**. Interventions in labour and birth and satisfaction with care: the Canadian Maternity Experiences Survey Findings. J Reprod Infant Psychol. 2015. [sous presse]

Nguyen V, Nguyen-Viet H, Pham-Duc P, Stephen C, McEwen SA. Identifying the impediments and enablers of ecohealth for a case study on health and environmental sanitation in Hà Nam, Vietnam. Infect Dis Poverty. 2014;3:36.

Shields M, **Hovdestad W**, **Tonmyr L**. Évaluation de la qualité de la mesure des mauvais traitements physiques durant l'enfance dans l'Enquête nationale sur la santé de la population. Rapports sur la santé. 2015;26(5):3-11.

Zinck JW, **De Groh M**, MacFarlane AJ. Genetic modifiers of folate, vitamin B-12, and homocysteine status in a cross-sectional study of the Canadian population. Am J Clin Nutr. 2015;101(6):1295-304.