

Évolution de la mortalité associée aux chutes chez les personnes âgées au Québec, 1981 à 2009

M. Gagné, M.A. (1); Y. Robitaille, Ph. D. (1); S. Jean, Ph. D. (1); P.-A. Perron, Ph. D. (2)

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

Résumé

Introduction : Cette étude a pour objectif d'apprécier l'évolution de la mortalité associée aux chutes chez les adultes de 65 ans et plus au Québec et de proposer une définition de cas reposant sur l'ensemble des causes inscrites sur les bulletins de décès.

Méthodologie : L'analyse porte sur les décès survenus entre 1981 et 2009, enregistrés dans le fichier des décès québécois.

Résultats : Bien que le nombre de décès reliés à une chute se soit accru entre 1981 et 2009, le taux ajusté de mortalité associée aux chutes est demeuré relativement stable. Depuis le début des années 2000, cette stabilité camoufle des tendances opposées. Le taux de mortalité associé aux chutes certifiées (W00-W19) s'est accru, alors que celui associé aux chutes présumées (exposition à un facteur non précisé causant une fracture) s'est réduit.

Conclusion : Pour la surveillance des chutes, les analyses effectuées à l'aide d'indicateurs utilisant le fichier des décès devraient inclure ces deux catégories. Par ailleurs, un glissement possible de la codification des décès dus aux chutes vers les causes secondaires devrait être pris en compte.

Mots-clés : *tendances, mortalité, chutes, personnes âgées, fractures, blessures, rapports, Québec*

Introduction

Les blessures attribuables à une chute chez les personnes âgées constituent un problème de santé publique important. Les décès sont utilisés pour la surveillance des chutes : ils produisent l'un des indicateurs de base, car il s'agit de la conséquence la plus grave des blessures qui résultent de chute¹.

Alors que les données concernant les tendances actuelles de la mortalité associée aux chutes sont peu nombreuses au Canada², une augmentation substantielle du taux de mortalité associée à ce phénomène a récemment été signalée aux États-Unis dans la population de 65 ans et plus³⁻⁵. En l'absence de variation importante de la

morbidity due aux chutes au cours de cette période, cette hausse a été attribuée à une amélioration probable de l'enregistrement des chutes comme étant à l'origine du décès⁶. Bien qu'attirante, cette hypothèse repose par contre sur des choix méthodologiques discutables. D'abord, contrairement à d'autres études similaires⁷, les analyses réalisées n'incluent pas les fractures dont la cause n'a pas été précisée. L'inclusion de ces fractures parmi les décès dus aux chutes a un impact considérable sur l'ampleur du problème⁸⁻¹⁰. Puisque ces fractures touchent essentiellement le col du fémur, et surviennent donc principalement lors d'une chute^{11,12}, ces cas pourraient être intégrés aux analyses. Ensuite, étant donné que la plupart des décès ne résulte

pas d'une cause unique, mais d'un ensemble de problèmes de santé¹³, la conception d'indicateurs de mortalité reposant exclusivement sur la cause initiale du décès a été critiquée¹⁴⁻¹⁶. L'importance des comorbidités parmi les décès associés aux chutes^{17,18} et la probabilité accrue d'inscrire la blessure comme cause secondaire chez les femmes âgées¹⁹ renforcent également l'hypothèse que l'ensemble des conditions précisées sur le bulletin de décès pourrait servir à l'analyse et permettre de dresser un portrait plus fidèle des tendances observées. Ainsi, bien que les causes de décès soient enregistrées de manière systématique à des fins administratives, leur utilisation pour la surveillance en santé publique est parfois limitée par un manque de précision. Cet obstacle semble néanmoins pouvoir être contourné en raffinant les mesures habituellement utilisées.

L'objectif principal de cette étude consiste à décrire les tendances temporelles de la mortalité associée aux chutes chez les adultes de 65 ans et plus au Québec de 1981 à 2009 en distinguant deux grandes catégories de décès reliés à une chute, et à vérifier si ces tendances diffèrent selon le sexe et le groupe d'âge. Un objectif secondaire est d'estimer l'impact d'une définition de cas plus large basée sur les causes secondaires de décès et de prendre en compte un glissement possible de la codification des décès dus aux chutes vers les causes secondaires.

Méthodologie

Cette étude constitue une analyse descriptive de tendance de la mortalité associée aux chutes survenues entre 1981 et 2009

Rattachement des auteurs :

1. Institut national de santé publique du Québec, Québec (Québec), Canada
2. Bureau du coroner en chef du Québec, Québec (Québec), Canada

Correspondance : Mathieu Gagné, Institut national de santé publique du Québec, 945, avenue Wolfe, 3^e étage, Québec (Québec) G1V 5B3; tél. : 418-650-5115, poste 5702; téléc. : 418-643-5099; courriel : mathieu.gagne@inspq.qc.ca

dans la population québécoise de 65 ans et plus.

Sources des données

Les données utilisées proviennent du fichier des décès détenu par le ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) du Québec. Ce fichier contient les renseignements démographiques et médicaux relatifs aux décès de la population québécoise. Ceux-ci sont colligés par l'entremise du bulletin de décès, sur lequel les causes et les circonstances du décès doivent être inscrites de la manière la plus précise possible. Ces causes et circonstances sont enregistrées dans ce fichier selon la Classification internationale des maladies et des problèmes de santé connexes (CIM). Au Canada, les causes de décès sont codifiées depuis l'an 2000 conformément à la 10^e révision de la CIM (CIM-10). De 1981 à 1999, la 9^e révision (CIM-9) était employée pour la codification des causes de décès. Depuis le 1^{er} janvier 2000, une cause initiale et jusqu'à 10 causes ayant contribué au décès (causes secondaires) peuvent être consignées dans le fichier des décès québécois. Avant cette date, une seule cause additionnelle pouvait être ajoutée à la cause initiale, spécifiquement dans le cas des décès attribuables à une cause externe.

Difficultés particulières liées à la définition des cas

Pour cette étude, la définition des cas repose sur la CIM. L'utilisation de la CIM-10 plutôt que la CIM-9 pour l'enregistrement des décès a entraîné au Canada une sous-identification importante (approximativement 50 %) des décès attribuables

à une chute, en grande partie liée à la classification des décès dus à une fracture dont la cause n'a pas été précisée¹⁰. Avec la CIM-9, la rubrique relative aux chutes (E880-E888) incluait le code « E887 Cause non précisée de fracture », tandis que la catégorie des chutes (W00-W19) de la CIM-10 ne comporte pas de code équivalent. Au Québec, cette situation est particulièrement importante puisque le code E887 de la CIM-9 était utilisé d'une manière disproportionnée par rapport aux autres provinces canadiennes²⁰. Or ces décès ne peuvent être simplement exclus des analyses, puisqu'ils découlent généralement d'une chute sans que celle-ci soit explicitement mentionnée sur le bulletin de décès^{9,21}.

Dans un premier temps, selon la méthodologie proposée par Kreisfeld et Harrison²¹, les décès spécifiquement associés à une chute ont été identifiés à l'aide de la cause initiale de décès, définie ici comme la circonstance du traumatisme ayant déclenché l'évolution morbide conduisant directement au décès²². Ces décès constituent la catégorie des chutes certifiées (tableau 1). Afin d'estimer adéquatement l'ampleur des décès associés aux chutes et obtenir une tendance exempte de rupture dûe au changement de classification, une catégorie de chutes présumées a été élaborée (tableau 1). Pour les années où les décès sont codifiés à l'aide de la CIM-9, cette catégorie est composée des causes non précisées de fracture (code E887). Pour les années suivantes, les décès attribuables à une exposition à des facteurs sans précision (code X59) pour lesquels une fracture a été enregistrée parmi les causes secondaires constituent la catégorie de chutes présumées. Cette façon de faire a été proposée ailleurs²¹. De plus, l'Organisation mondiale de la santé a récemment introduit le code

X59.0 « Exposition à un facteur non précisé causant une fracture » afin de pallier les inconvénients associés à la disparition du code E887²². En complément d'analyse, l'ensemble des causes secondaires inscrites sur les bulletins de décès a été examiné afin d'identifier des cas additionnels, sans que la chute ou l'exposition à des facteurs sans précision ait été sélectionnée comme étant la cause initiale du décès (tableau 1). Les codes spécifiques aux chutes et les codes d'exposition à un facteur non précisé combinés à un code de fracture ont été retenus. Puisqu'elle repose sur les causes secondaires de décès, cette stratégie d'identification n'est possible que pour les années 2000 et suivantes. Cette catégorie complémentaire permet de prendre en compte un glissement possible des décès dus aux chutes vers les causes secondaires.

Analyse statistique

Des fréquences et des taux annuels de mortalité associée à une chute ont été calculés. Les taux ont été établis à l'aide des estimations de population pour les années 1981 à 2005 et leurs projections pour les années 2006 à 2009²³. Les taux sont exprimés par 100 000 personnes et traduisent le nombre de décès survenus au cours d'une année, rapporté sur le nombre de personnes à risque pour la même période (estimé d'après l'effectif de la population au 1^{er} juillet de l'année correspondante). Les taux présentés pour l'ensemble de la population de 65 ans et plus ont été standardisés selon la méthode directe, afin de limiter l'effet de confusion entraîné par les différences liées à la structure d'âge de la population et aussi permettre des comparaisons à travers le temps. La population québécoise de l'année 2001 a été retenue comme population de

TABLEAU 1

Liste des codes associés aux décès associés à une chute selon la version de la classification internationale des maladies (CIM) utilisée

Terminologie utilisée	Neuvième révision de la Classification internationale des maladies (CIM-9)	Dixième révision de la Classification internationale des maladies (CIM-10)
Chutes certifiées	E880-E886 ou E888 comme cause initiale de décès	W00-W19 comme cause initiale de décès (ex. chute dans un escalier ou d'un lit)
Chutes présumées	E887 comme cause initiale de décès	X59 comme cause initiale de décès et au moins un code de fracture inscrit parmi les causes secondaires (ex. fracture du col du fémur)
Chutes additionnelles	—	Codes de chutes, certifiée ou présumée, inscrits parmi les causes secondaires sans égard à la cause initiale (ex. fracture du col du fémur et code X59 parmi les causes secondaires, dont la cause initiale correspond à la maladie d'Alzheimer)

référence. Des taux spécifiques par sexe et par groupe d'âge ont également été calculés.

Afin d'évaluer si les tendances temporelles du taux de mortalité associée aux chutes étaient significatives d'un point de vue statistique, une modélisation binomiale négative a été utilisée. Cette stratégie est particulièrement adaptée pour modéliser un dénombrement d'événements survenus sur une période donnée où un paramètre lié à la surdispersion doit être contrôlé²⁴. Le modèle inclut l'intercepte (α), les paramètres associés aux variables incluses dans le modèle (β_i) et un terme de surdispersion ($\sigma\epsilon$), et prend la forme suivante :

$$\ln(\text{nombre de décès}) = \alpha + \beta_{\text{année}} + \beta_{\text{âge}} + \beta_{\text{sexe}} + \ln(\text{population}) + \sigma\epsilon$$

Pour modéliser la tendance des taux annuels de mortalité associée aux chutes, deux périodes ont été retenues afin d'atténuer l'effet du passage de la CIM-9 à la CIM-10 et permettre d'évaluer l'impact d'une définition de cas basée sur les causes secondaires de décès disponible seulement depuis l'année 2000. La première période comprend les années 1981 à 1999, tandis que la seconde s'étend de 2000 à 2009, couvrant ainsi les dix dernières années de la période à l'étude.

Pour chacune des deux périodes mentionnées, le paramètre associé à l'année ($\beta_{\text{année}}$) a été utilisé afin d'estimer le changement annuel moyen en pourcentage (CAMP) des taux de mortalité associée à une chute. Le CAMP employé pour qualifier la tendance a été calculé comme suit :

$$\text{CAMP} = (e^{\beta_{\text{année}}} - 1) \times 100$$

Des intervalles de confiance (IC) à un seuil de 95 % ont été calculés pour les CAMP selon la méthode de Wald. Ces estimations permettent de déterminer si la tendance des taux est, de manière générale, en hausse ou encore en baisse au cours de la période examinée. La stratégie de modélisation a également été utilisée afin d'illustrer graphiquement les tendances temporelles établies à l'aide du nombre

de décès prédit par le modèle et des estimations de la population. Toutes les analyses statistiques ont été effectuées à l'aide du logiciel SAS (version 9.2. SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Résultats

Au Québec, le nombre de décès directement associés à une chute certifiée ou présumée est passé de 255 en 1981 à 819 en 2009 dans la population de 65 ans et plus. Au cours de cette période, le taux ajusté de mortalité associée à une chute a oscillé de 48,8 à 71,1 décès pour 100 000 personnes (tableau 2). Les nombres annuels de décès reliés à une chute sont plus élevés chez les femmes que chez les hommes. En contrepartie, les taux ajustés de mortalité sont généralement supérieurs chez les hommes (tableau 2 et figure 1). Depuis le début des années 2000, le taux ajusté de mortalité associée à une chute n'affiche pas de variation significative chez les femmes, mais présente une tendance à la baisse chez les hommes, notamment ceux de 85 ans et plus (tableau 3). Par ailleurs, l'augmentation du taux de mortalité associée à une chute (certifiée ou présumée) observée au cours des années 1980 et 1990 chez les femmes de 85 ans et plus semble s'être interrompue depuis le début des années 2000 (tableau 3 et figure 2).

Depuis le début des années 2000, le taux de mortalité associé aux chutes certifiées a augmenté en moyenne de 3,0 % par année chez les hommes et de 6,3 % chez les femmes. En revanche, le taux relié aux chutes présumées a diminué en moyenne de 4,5 % par année chez les hommes et de 3,5 % chez les femmes (tableau 4 et figure 3).

Lorsque les analyses reposent sur les cas uniquement mentionnés parmi les causes secondaires (chutes additionnelles), aucune variation significative n'apparaît, tant chez les hommes que chez les femmes (tableau 4 et figure 3). Toutefois, ce constat semble être largement imputable aux faibles taux observés pour les années 2000 et 2001 pour ce type de décès. En excluant ces deux années des analyses, la tendance similaire à celle observée pour les chutes présumées se dessine (CAMP de

-4,0 % et -6,3 % respectivement) (tableau 4).

Analyse

En raison, notamment, du vieillissement de la population, le nombre de décès dus à une chute s'est accru de manière générale entre 2000 et 2009 au Québec. Par contre, le taux ajusté de mortalité associée aux chutes chez les personnes de 65 ans et plus est demeuré assez stable chez les femmes et affiche même une légère baisse chez les hommes. Depuis le début des années 2000, cette relative stabilité statistique camoufle cependant des tendances opposées. Le taux de mortalité associée aux chutes spécifiquement inscrites comme cause initiale (chutes certifiées) s'est accru, tandis que celui associé aux causes non précisées de fractures (chutes présumées) s'est réduit, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Entre 2002 et 2009, la diminution du taux de décès pour lesquels une chute est mentionnée parmi les causes secondaires (chutes additionnelles) concorde avec la réduction du taux de mortalité associée aux chutes présumées, ce qui suggère que les décès retranchés des chutes présumées ne se retrouvent pas parmi les causes secondaires. En ce qui concerne la dernière analyse, les années 2000 et 2001 ont été exclues en raison des faibles taux observés, probablement liés à la période de rodage associée à l'arrivée de la nouvelle CIM.

Dans l'ensemble du Canada, le taux de mortalité due aux chutes certifiées chez les adultes de 65 ans et plus a significativement augmenté entre 1997-1999 et 2000-2002, notamment chez les femmes². Cette tendance à la hausse a également été observée aux États-Unis, où le taux de mortalité associée aux chutes certifiées dans la population de 65 ans et plus aurait augmenté de 42 % entre 2000 et 2006⁴. Aux Pays-Bas, une hausse, mais de moindre ampleur, a été constatée chez les hommes depuis 1997, et ce, alors que les chutes dites présumées étaient également incluses dans les analyses⁷. En Finlande, une tendance inverse a été rapportée : depuis le début des années 2000, le taux de mortalité due aux chutes

TABLEAU 2

Nombre et taux ajusté de décès associés à une chute certifiée ou présumée par 100 000 personnes, 65 ans et plus, selon le sexe, Québec, 1981-2009

Année	Hommes		Femmes		Sexes réunis		Valeur p^*
	Nombre	Taux	Nombre	Taux	Nombre	Taux	
1981	112	67,2	143	51,3	255	57,5	0,039
1982	107	63,4	161	54,6	268	58,1	0,244
1983	118	69,1	189	61,5	307	64,6	0,335
1984	126	71,8	176	54,4	302	60,7	0,020
1985	119	64,3	159	46,4	278	52,9	0,009
1986	113	60,9	197	55,3	310	57,6	0,422
1987	109	55,1	176	46,2	285	49,5	0,162
1988	115	55,8	222	55,6	337	56,1	0,979
1989	132	63,0	175	41,7	307	48,8	0,001
1990	161	70,3	233	53,0	394	59,7	0,007
1991	143	62,8	223	48,4	366	53,3	0,017
1992	163	72,2	264	54,7	427	59,8	0,006
1993	177	69,5	289	57,2	466	62,7	0,045
1994	150	60,2	273	52,2	423	55,3	0,171
1995	172	69,4	281	52,1	453	57,7	0,004
1996	167	63,2	345	62,1	512	63,6	0,854
1997	189	70,7	373	64,9	562	67,2	0,353
1998	188	67,4	352	59,0	540	62,6	0,149
1999	197	69,6	381	61,8	578	64,9	0,187
2000	223	74,0	362	56,0	585	63,0	0,001
2001	258	84,8	387	57,7	645	66,9	< 0,001
2002	234	73,3	461	66,5	695	69,4	0,234
2003	257	78,4	485	67,1	742	71,1	0,047
2004	263	73,6	474	63,2	737	68,3	0,052
2005	289	78,1	475	61,0	764	67,9	0,001
2006	314	80,0	453	55,7	767	64,8	< 0,001
2007	277	66,9	456	54,8	733	59,8	0,010
2008	310	71,8	462	52,6	772	59,7	< 0,001
2009	305	66,6	514	55,6	819	60,8	0,013

* Valeur p associée à la différence entre le taux ajusté des hommes et celui des femmes pour une année donnée. Une valeur inférieure à 0,05 indique que la différence est significative d'un point de vue statistique.

certifiées aurait diminué chez les femmes²⁵.

Aux États-Unis, l'absence de variations associées aux consultations à l'urgence ou aux admissions à l'hôpital a amené certains à suggérer que la hausse du taux de mortalité associée aux chutes chez les personnes âgées pouvait s'expliquer par un changement lié à la probabilité de sélectionner la chute comme étant la cause initiale du décès^{4,6}. Nos résultats semblent confirmer cette hypothèse, puisque la diminution du taux de décès par chutes présumées semble en partie compensée

par une hausse des décès reliés à une chute certifiée. Ce constat tient également lorsque la recherche des cas de décès impliquant une chute est élargie à l'ensemble des causes secondaires.

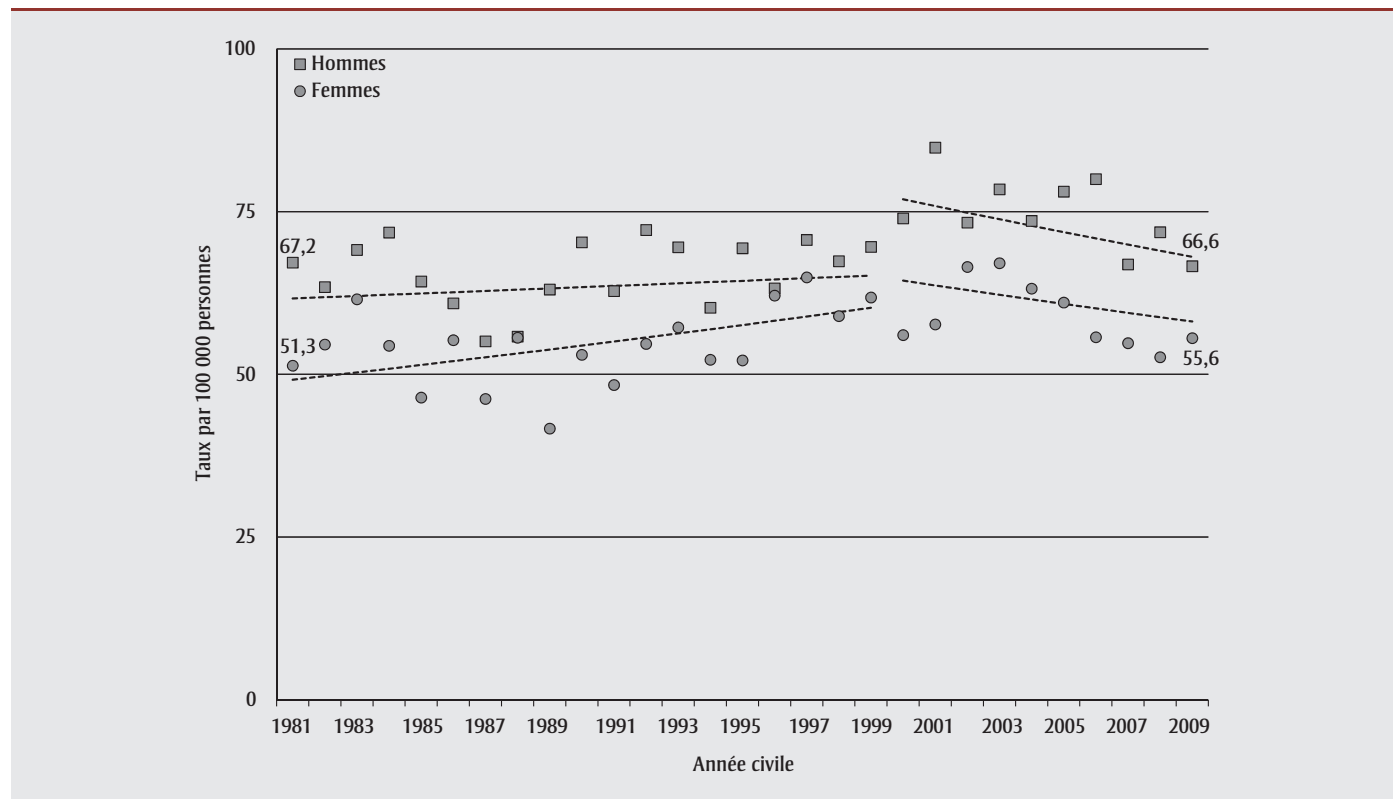
La tendance du taux ajusté de mortalité associée aux chutes est-elle liée à une meilleure certification des décès ?

Avec l'avancement en âge, la plupart des décès résultent d'une accumulation de problèmes de santé dont l'enchaînement chronologique est parfois difficile à établir²⁶⁻²⁷. En ce qui concerne les décès

attribuables aux chutes, un sous-dénombrement possible a été signalé²⁸. Les femmes âgées qui décèdent à la suite d'une chute²⁹, qui présentent de multiples conditions médicales³⁰ et dont le décès survient à la suite d'une longue période d'hospitalisation²⁹ – comme c'est généralement le cas pour les fractures du col du fémur³¹ – seraient plus susceptibles de ne pas se voir attribuer comme cause de décès la cause initiale adéquate. Puisque la certification des causes de décès peut être améliorée³², il est possible que les tendances observées au Québec soient le fruit d'une meilleure identification des

FIGURE 1

Taux ajusté de mortalité associée à une chute certifiée ou présumée dans la population de 65 ans et plus, selon le sexe, Québec, 1981-2009



chutes ayant entraîné un décès et qu'un transfert entre les chutes codifiées de manière imprécise et les chutes certifiées s'opère. D'un autre côté, à l'instar de ce qui a été rapporté ailleurs^{9,16}, la catégorie des chutes présumées et celle des chutes additionnelles sont essentiellement composées de fractures du col du fémur dont la cause externe n'a pas été précisée (tableau en annexe A). Or l'incidence des

fractures du col du fémur semble diminuer dans plusieurs pays³³⁻³⁶, dont le Canada³⁷. De même, malgré l'excès persistant de mortalité associée aux fractures du col du fémur³⁸, le taux de létalité semble avoir diminué au cours des dernières années^{39,40}. Étant donné que le taux de mortalité résulte de la combinaison de l'incidence et de la létalité liées à un problème de santé, il semble plausible que

la baisse du taux ajusté de mortalité associée aux chutes présumées reflète un changement lié aux fractures du col du fémur. Par ailleurs, l'augmentation du taux de mortalité associée aux chutes certifiées est peut-être due en partie à la hausse de l'incidence des décès liés aux traumatismes craniocérébraux (TCC) dans la population âgée⁴¹, les circonstances entourant ces décès étant plus susceptibles

TABLEAU 3

Changement annuel moyen en pourcentage (CAMP) du taux de mortalité associée à une chute certifiée ou présumée dans la population de 65 ans et plus, selon le sexe et le groupe d'âge, Québec, 1981-1999 et 2000-2009

	Hommes			Femmes		
	Segment	CAMP	IC à 95 %	Segment	CAMP	IC à 95 %
65 à 74 ans	1981 à 1999	-0,2 %	(-1,7 % à +1,3 %)	1981 à 1999	+0,8 %	(-1,3 % à +2,9 %)
	2000 à 2009	-0,8 %	(-5,1 % à +3,9 %)	2000 à 2009	-3,1 %	(-6,4 % à +0,3 %)
75 à 84 ans	1981 à 1999	-0,0 %	(-1,1 % à +1,1 %)	1981 à 1999	+0,6 %	(-0,2 % à +1,4 %)
	2000 à 2009	-1,2 %	(-2,9 % à +0,5 %)	2000 à 2009	+0,3 %	(-0,7 % à +1,3 %)
85 ans et plus	1981 à 1999	+0,9 %	(-0,1 % à +1,9 %)	1981 à 1999	+1,6 % ^a	(+0,7 % à +2,6 %)
	2000 à 2009	-1,7 % ^a	(-3,2 % à -0,1 %)	2000 à 2009	-1,7 %	(-3,5 % à +0,2 %)
Total	1981 à 1999	+0,3 %	(-0,4 % à +1,0 %)	1981 à 1999	+1,1 % ^a	(+0,5 % à +1,8 %)
	2000 à 2009	-1,3 % ^a	(-2,5 % à -0,1 %)	2000 à 2009	-1,1 %	(-2,4 % à +0,1 %)

Abréviations : CAMP, changement annuel moyen en pourcentage; IC, intervalle de confiance.

^a CAMP significatif.

FIGURE 2

Taux de mortalité associée à une chute certifiée ou présumée dans la population de 65 ans et plus, selon le groupe d'âge et le sexe, Québec, 1981-2009

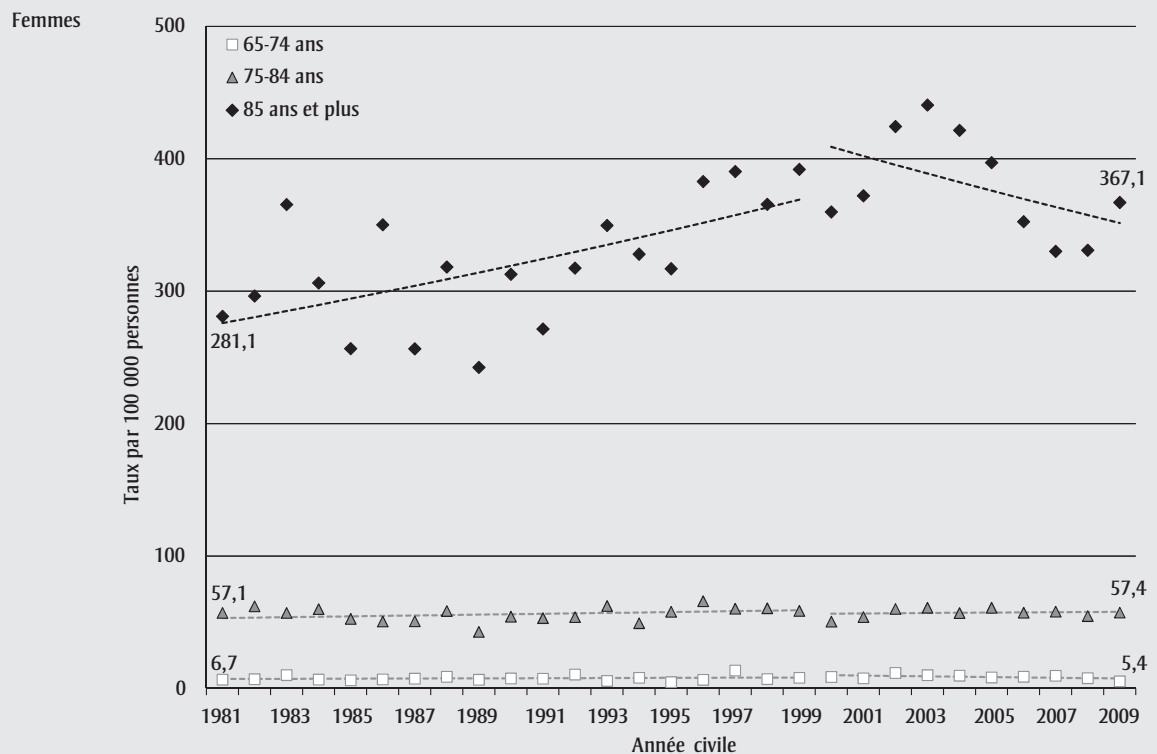
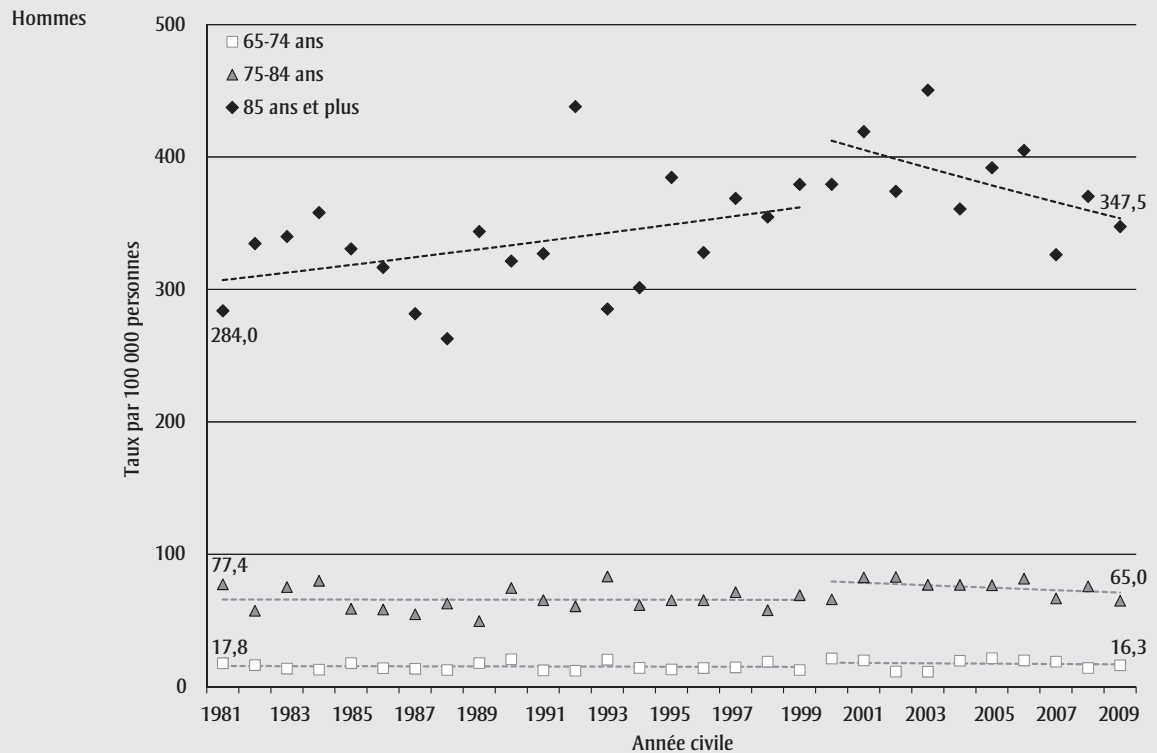


TABLEAU 4

Changement annuel moyen en pourcentage (CAMP) du taux de mortalité associée à une chute dans la population de 65 ans et plus, selon la catégorie de chute et le sexe, Québec, 1985-1999 et 2000-2009

	Hommes			Femmes		
	Segment	CAMP	IC à 95 %	Segment	CAMP	IC à 95 %
Chute certifiée	1985 à 1999	+1,9 %	(+0,1 % à +3,9 %)	1985 à 1999	+2,7 % ^a	(+0,4 % à +5,1 %)
	2000 à 2009	+3,0 % ^a	(+0,8 % à +5,3 %)	2000 à 2009	+6,3 % ^a	(+4,6 % à +8,0 %)
	2002 à 2009	+3,9 % ^a	(+0,8 % à +7,0 %)	2002 à 2009	+5,9 % ^a	(+3,6 % à +8,1 %)
Chute présumée	1985 à 1999	+0,5 %	(-0,7 % à +1,7 %)	1985 à 1999	+2,1 % ^a	(+1,4 % à +2,9 %)
	2000 à 2009	-4,5 % ^a	(-5,6 % à -3,2 %)	2000 à 2009	-3,5 % ^a	(-5,0 % à -1,9 %)
	2002 à 2009	-5,5 % ^a	(-6,9 % à -4,2 %)	2002 à 2009	-6,1 % ^a	(-7,5 % à -4,6 %)
Total	1985 à 1999	+0,9 %	(0,0 % à +1,8 %)	1985 à 1999	+2,2 % ^a	(+1,4 % à +3,0 %)
	2000 à 2009	-1,3 % ^a	(-2,5 % à -0,1 %)	2000 à 2009	-1,1 %	(-2,4 % à +0,1 %)
	2002 à 2009	-1,6 %	(-3,2 % à +0,0 %)	2002 à 2009	-3,7 % ^a	(-4,6 % à -1,9 %)
Chute additionnelle	1985 à 1999	-	-	1985 à 1999	-	-
	2000 à 2009	+1,0 %	(-1,9 % à +3,9 %)	2000 à 2009	-0,5 %	(-3,7 % à +2,7 %)
	2002 à 2009	-4,0 % ^a	(-6,1 % à -1,9 %)	2002 à 2009	-6,3 % ^a	(-7,9 % à -4,6 %)

Abréviations : CAMP, changement annuel moyen en pourcentage; IC, intervalle de confiance.

Remarque : Les années 1981 à 1984, qui précèdent une directive émise par Statistique Canada en lien avec la codification des décès, ont été exclues des analyses.

^a Changement annuel moyen en pourcentage (CAMP) significatif.

d'être consignées adéquatement dans les statistiques de l'état civil³¹.

Facteurs de risque et prévention des chutes

Bien que cet article ne prétende pas identifier les déterminants des tendances observées, il apparaît utile de mentionner que de nombreux facteurs peuvent avoir influencé l'évolution de la mortalité liée aux chutes au cours de la période étudiée.

Chez les personnes âgées, les chutes résultent généralement d'une interaction complexe de facteurs de risque associée à une susceptibilité croissante des individus face aux dangers liés à l'environnement en raison du vieillissement et de la maladie⁴². De fait, avec l'âge, le système nerveux se modifie, ce qui peut engendrer des troubles de l'équilibre et accroître le risque de chute, à l'instar de problèmes de santé chroniques comme l'hypotension, les maladies cardiovasculaires⁴³ ou encore la prise de plusieurs médicaments d'ordonnance^{2,43}.

Certaines interventions, notamment celles améliorant les capacités physiques des individus ou ciblant certains facteurs de risque, se sont révélées efficaces pour réduire la probabilité de chuter⁴⁴. Sinon, depuis le milieu des années 2000, différentes mesures visant à prévenir les

chutes chez les personnes âgées ont été mises en place au Québec, ciblant d'une part le contrôle des facteurs de risque par les professionnels de la santé auprès de leurs patients âgés, et d'autre part les personnes préoccupées par leur équilibre ou par les chutes⁴⁵. Bien que les interventions ayant inspiré ces mesures soient généralement considérées comme efficaces⁴⁴, leurs effets bénéfiques n'ont été démontrés qu'à l'égard du risque de chute et non à celui de mortalité. En outre, ces interventions n'étaient que partiellement implantées au Québec en 2008⁴⁶, en dépit d'une préoccupation indéniable à l'égard de la prévention des chutes depuis de nombreuses années.

Forces et limites de l'étude

Cette étude comporte certaines limites. D'abord, nous n'avons pas examiné la validité et la précision des causes de décès enregistrées sur les bulletins de décès au Québec. Or la qualité des données provenant des statistiques de l'état civil a été critiquée dans divers pays, notamment en ce qui concerne l'identification des causes initiales de décès^{15,16,31} et la précision des causes externes enregistrées^{19,47}. L'utilisation d'une définition de cas plus large a vraisemblablement permis d'atténuer les effets liés à un remplacement des codes spécifiques de

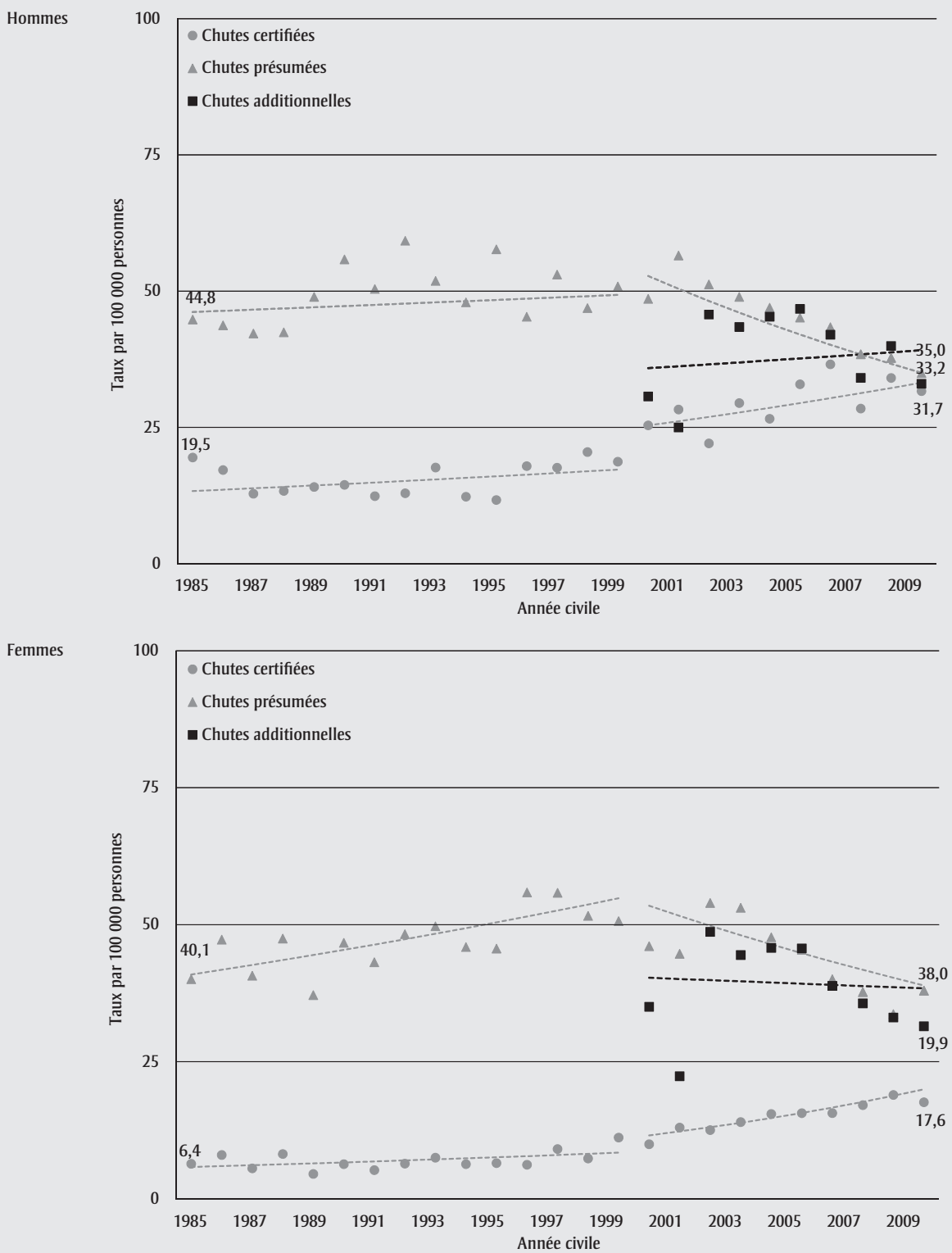
causes externes par des codes imprécis. Cette stratégie a d'ailleurs permis de limiter la sous-identification des décès dus aux chutes attribuable au passage de la CIM-9 à la CIM-10. Ensuite, notre étude ne tient pas compte des nombreux facteurs de risque connus de chute qui pourraient avoir influencé les tendances temporelles rapportées. L'inclusion de ces facteurs pourrait expliquer une partie des fluctuations observées ici. Enfin, la majorité des chutes n'entraîne pas de décès. Le portrait présenté ici ne dépeint que la pointe de l'iceberg. En continuité avec les travaux visant à raffiner les indicateurs de surveillance de la morbidité associée aux chutes⁴⁸, d'autres analyses pourraient permettre d'examiner si les tendances rapportées ici reflètent l'évolution de l'incidence et de la létalité des blessures dues aux chutes.

Conclusion

En raison, notamment, du vieillissement de la population, le nombre de décès dus à une chute s'est généralement accru entre 2000 et 2009 au Québec. Par contre, le taux ajusté de mortalité associée aux chutes chez les personnes de 65 ans et plus est demeuré assez stable chez les femmes et affiche même une légère baisse chez les hommes. Ces informations sont pertinentes puisque – dans la mesure où

FIGURE 3

Taux de décès associés à une chute dans la population de 65 ans et plus, selon la catégorie de chute et le sexe, Québec, 1985-2009



Remarque : Les années 1981 à 1984, qui précèdent une directive émise par Statistique Canada en lien avec la codification des décès, ont été exclues des analyses.

ANNEXE A
Caractéristiques des décès attribuables à une chute dans la population de 65 ans et plus, selon la catégorie de chute, ensemble du Québec, 2000-2009

	Chute certifiée		Chute présumée		Chute additionnelle	
	N ^a	%	N ^a	%	N ^a	%
Sexe						
Hommes	117	51,1 %	156	31,4 %	142	33,1 %
Femmes	112	48,9 %	341	68,6 %	387	66,9 %
Groupe d'âge						
65 à 74 ans	46	20,0 %	28	5,6 %	41	9,6 %
75 à 84 ans	82	36,0 %	146	29,3 %	148	34,5 %
85 ans et plus	101	44,0 %	324	65,2 %	240	56,0 %
Fracture du col du fémur						
Oui	20	8,8 %	390	78,3 %	290	67,7 %
Non	209	91,2 %	108	21,7 %	138	32,3 %
Traumatisme craniocérébral						
Oui	133	58,4 %	3	0,6 %	13	2,9 %
Non	95	41,6 %	495	99,4 %	416	97,1 %
Total	229	100 %	497	100 %	429	100 %
Âge						
Âge moyen (écart-type)	82,4	(8,4)	86,8	(7,2)	85,1	(7,5)
Âge médian	83		87		86	
Causes secondaires de décès	N^b		N^b		N^b	
Nombre moyen (écart-type)	4,7	(2,1)	5,0	(1,8)	5,8	(1,8)
Nombre médian	4		5		5	

^a Nombre annuel moyen, valeur moyenne ou médiane.

^b Nombre annuel moyen ou nombre médian de conditions médicales enregistrées dans le fichier des décès.

l'incidence et la létalité associées à ces blessures demeurent inchangées – la fréquence des blessures attribuables aux chutes va vraisemblablement s'accroître dans les années à venir en raison du vieillissement de la population.

Actuellement, aucune définition normalisée n'a été proposée afin d'analyser et de présenter l'ampleur des décès associés à une chute dans la population âgée au Canada. La définition employée dans cette étude mérite d'être prise en compte. Son utilisation a une implication concrète sur la mesure du problème puisqu'elle résout la sous-identification et la rupture importante des décès attribuables à une chute entraînées par le passage à la CIM-10. Les études visant à estimer l'ampleur et les tendances temporelles de la mortalité associée aux chutes devraient inclure les chutes certifiées (W00-W19) et les chutes présumées codifiées comme étant attribuables à une exposition à un facteur non

précisé (X59) impliquant une fracture. Le glissement possible de la codification des décès dus aux chutes vers les causes secondaires devrait aussi être pris en compte, ce qui permettrait par le fait même d'identifier des cas additionnels de décès associés aux chutes.

Références

1. Dowling AM, Finch CF. Baseline indicators for measuring progress in preventing falls injury in older people. *Aust N Z J Public Health*. 2009 Oct;33(5):413-7.
2. Agence de santé publique du Canada. Rapport sur les chutes des aînés au Canada. Ottawa (Ont.) : Agence de santé publique du Canada, Division du vieillissement et des aînés; 2005.

3. Dessypris N, Dikaloti SK, Skalkidis I, Sergentanis TN, Terzidis A, Petridou ET. Combating unintentional injury in the United States: lessons learned from the ICD-10 classification period. *J Trauma*. 2009 Feb;66(2):519-25.
4. Hu G, Baker SP. Recent increases in fatal and non-fatal injury among people aged 65 years and over in the USA. *Inj Prev*. 2010 Feb;16(1):26-30.
5. Paulozzi LJ, Ballesteros MF, Stevens JA. Recent trends in mortality from unintentional injury in the United States. *J Safety Res*. 2006;37(3):277-83.
6. Hu G, Baker SP. An explanation for the recent increase in the fall death rate among older americans: a subgroup analysis. *Public Health Rep*. 2012 May;127(3):275-81.
7. Hartholt KA, Polinder S, van Beeck EF, van d, V, van Lieshout EM, Patka P, van der Cammen TJ. End of the Spectacular Decrease in Fall-Related Mortality Rate: Men Are Catching Up. *Am J Public Health*. 2012 Mar 8.
8. Gjertsen F, Bruzzone S, Vollrath ME, Pace M, Ekeberg O. Comparing ICD-9 and ICD-10: The impact on intentional and unintentional injury mortality statistics in Italy and Norway. *Injury*. 2013 Jan;44(1):132-8.
9. Griffiths C, Rooney C. The effect of the introduction of ICD-10 on trends in mortality from injury and poisoning in England and Wales. *Health Statistics Quarterly*. 2003;19:10-21.
10. Statistique Canada. Comparabilité de la CIM-10 et de la CIM-9 pour les statistiques de la mortalité au Canada. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2005. Rapport n° 84-548-XIF.
11. Nyberg L, Gustafson Y, Berggren D, Brannstrom B, Bucht G. Falls leading to femoral neck fractures in lucid older people. *J Am Geriatr Soc*. 1996 Feb;44(2):156-60.
12. Parkkari J, Kannus P, Palvanen M, Natri A, Vainio J, Aho H, Vuori I, Jarvinen M. Majority of hip fractures occur as a result of a fall and impact on the greater trochanter of the femur: a prospective controlled hip fracture study with 206 consecutive patients. *Calcif Tissue Int*. 1999 Sep;65(3):183-7.

13. Rothman KJ, Greenland S. Causation and causal inference in epidemiology. *Am J Public Health*. 2005;95 Suppl 1:S144-S150.
14. Cryer C, Gulliver P, Langley J, Davie G, Samaranyaka A, Fowler C. A proposed theoretical definition to address the undercounting of injury deaths. *Inj Prev*. 2011 Aug;17(4):219-21.
15. Jansson B. Coding errors and underestimation of fall injury mortality. *Am J Public Health*. 2005 Aug;95(8):1305-6.
16. Kreisfeld R, Harrison JE. Use of multiple causes of death data for identifying and reporting injury mortality. Adelaide: AIHW: (AIHW cat. no. INJCAT 98); 2007. Injury Technical Paper Series n°9.
17. Deprey SM. Descriptive analysis of fatal falls of older adults in a Midwestern county in the year 2005. *J Geriatr Phys Ther*. 2009;32(2):23-8.
18. Wilkins K, Wyzocki M, Morin C, Wood P. Causes multiples de décès. Rapport sur la santé. 1997;9(2):21-32.
19. McKenzie K, Chen L, Walker SM. Correlates of undefined cause of injury coded mortality data in Australia. *HIM J*. 2009;38(1):8-14.
20. Gagné M, Robitaille Y, Hamel D. Note technique concernant les regroupements pour l'analyse des décès par traumatisme au Québec. 2009.
21. Kreisfeld R, Harrison JE. Injury deaths, Australia, 1999: with a focus on the transition from ICD-9 to ICD-10. Adelaide: AIHW: (AIHW cat. no. INJCAT 67); 2005. Report n° 24.
22. World Health Organization. Cumulative official updates to ICD-10. WHO Collaborating Centres for the Family of International Classifications; 2011.
23. Ministère de la Santé et des Services sociaux. La population du Québec par territoire des centres locaux de services communautaires, par territoire des réseaux locaux de services et par région socio-sanitaire, de 1981 à 2031. 2010. Ministère de la Santé et des Services sociaux, Service du développement de l'information/ Publications du Québec; 2010.
24. Bouche G, Lepage B, Migeot V, Ingrand P. Application of detecting and taking overdispersion into account in Poisson regression model. *Rev Epidemiol Sante Publique*. 2009 Aug;57(4):285-96.
25. Korhonen N, Niemi S, Parkkari J, Palvanen M, Kannus P. Unintentional injury deaths among adult Finns in 1971-2008. *Injury*. 2011 Sep;42(9):885-8.
26. Ravakhah K. Nobody dies of old age any more? *J Palliat Med*. 2011 Apr;14(4):386.
27. Shannon RP, Green AR. Dying of natural and specific causes in old age, not of old age. *J Palliat Med*. 2011 Sep;14(9):984-5.
28. Koehler SA, Weiss HB, Shakir A, Shaeffer S, Latham S, Rozin L, Dominick J, Lawrence BA, Miller TR, Wecht CH. Accurately assessing elderly fall deaths using hospital discharge and vital statistics data. *The American journal of forensic medicine and pathology : official publication of the National Association of Medical Examiners*. 2006 Mar;27(1):30-5.
29. Dijkhuis H, Zwerling C, Parrish G, Bennett T, Kemper HC. Medical examiner data in injury surveillance: a comparison with death certificates. *Am J Epidemiol*. 1994 Mar 15;139(6):637-43.
30. Charles A, Ranson D, Bohensky M, Ibrahim JE. Under-reporting of deaths to the coroner by doctors: a retrospective review of deaths in two hospitals in Melbourne, Australia. *Int J Qual Health Care*. 2007 Aug;19(4):232-6.
31. Cryer C, Gulliver P, Samaranyaka A, Davie G, Langley J, Fowler C. New Zealand Injury Prevention Strategy indicators of injury death: Are we counting all the cases? Dunedin, University of Otago; 2010 Aug. IPRU Report OR085.
32. Aung E, Rao C, Walker S. Teaching cause-of-death certification: lessons from international experience. *Postgrad Med J* 2010. Mar;86(1013):143-52.
33. Cassell E, Clapperton A. A decreasing trend in fall-related hip fracture incidence in Victoria, Australia. *Osteoporos Int*. 2013 Jan;24(1):99-109.
34. Chevalley T, Guilley E, Herrmann FR, Hoffmeyer P, Rapin CH, Rizzoli R. Incidence of hip fracture over a 10-year period (1991-2000): reversal of a secular trend. *Bone*. 2007 May;40(5):1284-9.
35. Kannus P, Niemi S, Parkkari J, Palvanen M, Vuori I, Jarvinen M. Nationwide decline in incidence of hip fracture. *J Bone Miner Res*. 2006 Dec;21(12):1836-8.
36. Stevens JA, Anne RR. Declining hip fracture rates in the United States. *Age Ageing*. 2010 Jul;39(4):500-3.
37. Leslie WD, O'Donnell S, Jean S, Lagace C, Walsh P, Bancej C, Morin S, Hanley DA, Papaioannou A. Trends in hip fracture rates in Canada. *JAMA*. 2009 Aug 26;302(8):883-9.
38. Haentjens P, Magaziner J, Colon-Emeric CS, Vanderschueren D, Milisen K, Velkeniers B, Boonen S. Meta-analysis: excess mortality after hip fracture among older women and men. *Ann Intern Med*. 2010 Mar 16;152(6):380-90.
39. Brauer CA, Coca-Perrillon M, Cutler DM, Rosen AB. Incidence and mortality of hip fractures in the United States. *JAMA*. 2009 Oct 14;302(14):1573-9.
40. Maravic M, Taupin P, Landais P, Roux C. Decrease of inpatient mortality for hip fracture in France. *Joint Bone Spine*. 2011 Oct;78(5):506-9.
41. Coronado VG, Xu L, Basavaraju SV, McGuire LC, Wald MM, Faul MD, Guzman BR, Hemphill JD. Surveillance for traumatic brain injury-related deaths--United States, 1997-2007. *MMWR Surveill Summ*. 2011 May 6;60(5):1-32.
42. Rubenstein LZ. Falls in older people: epidemiology, risk factors and strategies for prevention. *Age Ageing*. 2006 Sep;35 Suppl 2:ii37-ii41.
43. Tinetti ME, Kumar C. The patient who falls: "It's always a trade-off". *JAMA*. 2010 Jan 20;303(3):258-66.
44. Gillespie LD, Robertson MC, Gillespie WJ, Lamb SE, Gates S, Cumming RG, Rowe BH. Interventions for preventing falls in older people living in the community. *Cochrane Database Syst Rev*. 2009;(2):CD007146.

-
45. Ministère de la Santé et des Services sociaux.
La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile : Cadre de référence. Ministère de la Santé et des Services sociaux, Direction générale de la santé publique; 2004.
 46. Champagne F, Gagnon I, Baldé T. Évaluation de l'implantation du continuum de services en prévention des chutes chez les aînés vivant à domicile : Rapport final. Montréal : Université de Montréal, Groupe de recherche interdisciplinaire en santé; 2009.
 47. Lu TH, Walker S, Anderson RN, McKenzie K, Bjorkenstam C, Hou WH. Proportion of injury deaths with unspecified external cause codes: a comparison of Australia, Sweden, Taiwan and the US. *Inj Prev.* 2007 Aug;13(4):276-81.
 48. Robitaille R, Gratton J. Les chutes chez les adultes âgés : vers une surveillance plus fine des données d'hospitalisation. Institut national de santé publique du Québec; 2005.