

Université de Montréal

**Facteurs de risque de chutes chez les aînés vivant dans la communauté
et ayant recours aux services de soutien à domicile**
Covariables dépendantes du temps et événements récurrents

par

Bernard-Simon Leclerc

Département de médecine sociale et préventive
Faculté de médecine

Thèse présentée à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de Philosophiæ doctor (Ph. D.)
en santé publique
Option épidémiologie

Août 2010

© Bernard-Simon Leclerc, 2010

Université de Montréal
Faculté des études supérieures

Cette thèse intitulée :

Facteurs de risque de chutes chez les aînés vivant dans la communauté
et ayant recours aux services de soutien à domicile
Covariables dépendantes du temps et événements récurrents

présentée par
Bernard-Simon Leclerc

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes :

Maria-Victoria Zunzunegui, présidente-rapporteuse
Lise Goulet, directrice de recherche
Nicole Leduc, codirectrice
Jennifer O'Loughlin, examinatrice interne
Michel Tousignant, examinateur externe
Cara Tannembaum, représentante du doyen de la FES

Remerciements

Je désire remercier les professeures Lise Goulet et Nicole Leduc, respectivement directrice et codirectrice de recherche, pour leur encadrement et leurs conseils tout au long du projet, ainsi que les membres du jury qui ont évalué ma thèse.

Un merci non moins sincère s'adresse à Laurent Marcoux, Claude Bégin et Élizabeth Cadieux qui, chacun à sa manière, ont facilité la poursuite de mes études en permettant la réalisation de ce projet dans le cadre de mes fonctions professionnelles à la Direction de santé publique et d'évaluation de l'Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière.

Je n'aurais garde d'oublier le concours éminent de tous les aînés et les professionnels des centres de santé et de services sociaux de Lanaudière qui ont participé à l'étude. J'exprime ma gratitude envers Nancy Leblanc, Julie Meloche et Jean-François Allaire, du Centre de recherche de l'Institut Philippe-Pinel de Montréal, pour leur soutien technique et statistique, Bruce C. Bezeau et Daniel Desrochers, pour la révision linguistique de la thèse et des articles qu'elle enchâsse, ainsi que Souad Ouchelli pour la mise en page du document. Je suis également reconnaissant envers le Groupe de recherche interdisciplinaire en santé de l'Université de Montréal pour son aide financière ainsi qu'envers les éditeurs des périodiques de m'avoir permis d'inclure les articles dans ma thèse.

Je profite enfin de l'occasion pour souligner le soutien amical et chaleureux de nombreux professeurs, étudiants et collègues de travail qui ont suivi, soutenu ou guidé ce travail de recherche. Qu'ils en soient très chaleureusement remerciés.

À mon fils, Benjamin-Sylvestre, qui s'imagine que je suis le meilleur épidémiologiste au monde, mais qui n'a strictement aucune idée de ce que cela signifie. À ma mère, à qui je dois un côté enjoué et artistique, ce côté enclin à la rêverie et à l'imagination fertile. À mon père, dont j'apprécie et envie la persévérance, la patience et, surtout, la combativité devant l'adversité. À Solange, pour sa compréhension, sa patience et son affection à mon égard. Enfin, un clin d'œil à Louise Potvin qui, au départ, a douté de ma motivation et de ma détermination à mener à terme un projet d'études doctorales.

Avant-propos

Le doctorant a tiré son sujet de thèse d'un projet réalisé sous la gouverne de la Direction de santé publique et d'évaluation de l'Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière. Aussi, maints aspects méthodologiques, dont le devis d'implantation, l'échantillonnage, les facteurs de risque et les outils de mesure ont été décidés par son concepteur, en l'occurrence Claude Bégin. L'analyse des données et la rédaction de la thèse s'appuyant sur des informations colligées à d'autres fins, l'auteur est de ce fait tributaire – et redevable – des choix qui ont été faits à cet égard.

La disponibilité de données sur des facteurs de risque de chutes mesurés tous les six mois ainsi que sur la survenue des chutes documentée par relance téléphonique mensuelle a offert l'occasion inespérée de réaliser les études intégrées dans la présente thèse. Le doctorant en est bien entendu l'auteur et le chercheur central. Il est à l'origine des idées ayant conduit à la réalisation des recherches et en a dirigé tous les aspects postérieurement à la collecte des données. Il a notamment effectué la recension des écrits, conçu les plans d'analyses statistiques et procédé à l'interprétation des résultats. Il est également le seul et unique rédacteur de la version originale des articles et de toutes les versions subséquentes, à la suite de leur révision et de critique par les pairs.

Claude Bégin a coordonné la collecte de données. Élisabeth Cadieux a facilité l'obtention de financement pour la réalisation des travaux. Nancy Leblanc, Julie Meloche et Jean-François Allaire ont fourni le soutien technique nécessaire à l'exécution des analyses statistiques. Lise Goulet a apporté une expertise et une rétroaction distinctives concernant l'analyse épidémiologique des données et l'interprétation des résultats. Nicole Leduc, Marie-Jeanne Kergoat et Paule Lebel ont agi en tant que conseillères méthodologiques ou cliniques, selon le cas. Tous les auteurs ont approuvé la version finale des articles.

Résumé

Les chutes chez les personnes âgées représentent un problème majeur. Il n'est donc pas étonnant que l'identification des facteurs qui en accroissent le risque ait mobilisé autant d'attention. Les aînés plus fragiles ayant besoin de soutien pour vivre dans la communauté sont néanmoins demeurés le parent pauvre de la recherche, bien que, plus récemment, les autorités québécoises en aient fait une cible d'intervention prioritaire.

Les études d'observation prospectives sont particulièrement indiquées pour étudier les facteurs de risque de chutes chez les personnes âgées. Leur identification optimale est cependant compliquée par le fait que l'exposition aux facteurs de risque peut varier au cours du suivi et qu'un même individu peut subir plus d'un événement. Il y a 20 ans, des chercheurs ont tenté de sensibiliser leurs homologues à cet égard, mais leurs efforts sont demeurés vains. On continue aujourd'hui à faire peu de cas de ces considérations, se concentrant sur la proportion des personnes ayant fait une chute ou sur le temps écoulé jusqu'à la première chute. On écarte du coup une quantité importante d'information pertinente.

Dans cette thèse, nous examinons les méthodes en usage et nous proposons une extension du modèle de risques de Cox. Nous illustrons cette méthode par une étude des facteurs de risque susceptibles d'être associés à des chutes parmi un groupe de 959 personnes âgées ayant eu recours aux services publics de soutien à domicile. Nous comparons les résultats obtenus avec la méthode de Wei, Lin et Weissfeld à ceux obtenus avec d'autres méthodes, dont la régression logistique conventionnelle, la régression logistique groupée, la régression binomiale négative et la régression d'Andersen et Gill. L'investigation est caractérisée par des prises de mesures répétées des facteurs de risque au domicile des participants et par des relances téléphoniques mensuelles visant à documenter la survenue des chutes. Les facteurs d'exposition étudiés, qu'ils soient fixes ou variables dans le temps, comprennent les caractéristiques sociodémographiques, l'indice de masse corporelle, le risque nutritionnel, la consommation d'alcool, les dangers de l'environnement domiciliaire, la démarche et l'équilibre, et la consommation de médicaments.

La quasi-totalité (99,6 %) des usagers présentaient au moins un facteur à haut risque. L'exposition à des risques multiples était répandue, avec une moyenne de 2,7 facteurs à haut

risque distincts par participant. Les facteurs statistiquement associés au risque de chutes incluent le sexe masculin, les tranches d'âge inférieures, l'histoire de chutes antérieures, un bas score à l'échelle d'équilibre de Berg, un faible indice de masse corporelle, la consommation de médicaments de type benzodiazépine, le nombre de dangers présents au domicile et le fait de vivre dans une résidence privée pour personnes âgées. Nos résultats révèlent cependant que les méthodes courantes d'analyse des facteurs de risque de chutes – et, dans certains cas, de chutes nécessitant un recours médical – créent des biais appréciables. Les biais pour les mesures d'association considérées proviennent de la manière dont l'exposition et le résultat sont mesurés et définis de même que de la manière dont les méthodes statistiques d'analyse en tiennent compte.

Une dernière partie, tout aussi innovante que distincte de par la nature des outils statistiques utilisés, complète l'ouvrage. Nous y identifions des profils d'aînés à risque de devenir des chuteurs récurrents, soit ceux chez qui au moins deux chutes sont survenues dans les six mois suivant leur évaluation initiale. Une analyse par arbre de régression et de classification couplée à une analyse de survie a révélé l'existence de cinq profils distinctifs, dont le risque relatif varie de 0,7 à 5,1. Vivre dans une résidence pour aînés, avoir des antécédents de chutes multiples ou des troubles de l'équilibre et consommer de l'alcool sont les principaux facteurs associés à une probabilité accrue de chuter précocement et de devenir un chuteur récurrent.

Qu'il s'agisse d'activité de dépistage des facteurs de risque de chutes ou de la population ciblée, cette thèse s'inscrit dans une perspective de gain de connaissances sur un thème hautement d'actualité en santé publique. Nous encourageons les chercheurs intéressés par l'identification des facteurs de risque de chutes chez les personnes âgées à recourir à la méthode statistique de Wei, Lin et Weissfeld car elle tient compte des expositions variables dans le temps et des événements récurrents. Davantage de recherches seront par ailleurs nécessaires pour déterminer le choix du meilleur test de dépistage pour un facteur de risque donné chez cette clientèle.

Mots-clés : Analyse de survie; arbre de régression et de classification; benzodiazépines; chutes accidentelles; dépistage; équilibre et motricité; modèle de Cox; risques environnementaux; distribution binomiale négative; risque nutritionnel.

Abstract

Falls in the elderly represent a major problem. It is therefore not surprising that the identification of factors that may increase the risk of falls has received much attention. Frailer seniors who need support to live in the community remained nonetheless poorly documented, although more recently, the Québec authorities have given high priority to interventions that target this population.

Risk factors for falls are usually identified by observational prospective studies. Their optimal identification is however complicated by the fact that exposure may vary during the follow-up, and that an individual may experience more than one event. Twenty years ago, some researchers attempted to sensitize their peers in this respect, but their efforts were vain. Researchers continue today to neglect these considerations and to use improper statistical techniques, focusing on the proportion of fallers or the time to first fall. In doing so, we discard a significant amount of relevant information.

In this thesis, we review the existing methods and propose a Cox hazards extension. We apply it in the study of potential fall-risk factors associated with 959 community-dwelling seniors using home-care services. Finally, we compare the results of the proposed Wei, Lin, & Weissfeld (WLW) method with those of several other techniques, notably the conventional logistic regression, the pooled logistic regression, the negative binomial regression and the Andersen & Gill regression. At baseline and every six months thereafter, participants were visited at home in order to ascertain information about potential risk factors. Falls were monitored by use of a calendar and monthly phone calls. Baseline exposure variables and updated time-varying exposures include socio-demographic characteristics, BMI, nutritional risk, gait and balance, alcohol consumption, home hazards, and medications.

Almost all (99.6%) of participants showed at least one high risk factor. Exposure to multiple risks was frequent, with an average of 2.7 different high-risk factors per participant. The risk factors significantly associated to the risk of falling include male sex, age, history of falling, Berg balance score, BMI, use of benzodiazepines, number of home hazards and residential facility for seniors. Results demonstrate that the usual methods of analyzing risk factors for falling (any sort of fall as well as those leading to medical consultations) are

inappropriate, as they produce considerable biases relative to the WLW model using time-dependent covariates. Bias for the considered effect measures comes from the manner in which the observed data (both measured exposures and health outcomes) was measured and defined as well as the way in which the statistical analysis took into account this information.

An additional part of the thesis was undertaken to identify risk profiles of subjects regarding the recurrence of falling, defined as participants who reported at least two falls within six months of initial assessment at entry in the study. A classification and regression tree analysis classified the population into five groups differing in risk of recurrent falling, based on history of falls in the three months prior to the initial interview, Berg balance score, type of housing, and usual alcohol consumption in the six months preceding study entry. The relative risks varied from 0.7 to 5.1. A subsequent survival analysis showed that the length of time before becoming a recurrent faller varies among risk profiles.

This thesis discusses highly topical subjects about a target population and a fall-risk screening activity which are priorities in the public health sector in Québec. We encourage researchers interested in the identification of risk of falls among the elderly to use the statistical method of Wei, Lin and Weissfeld because it takes into account updated time-varying exposures and multiple events. More research will be necessary to determine the best screening test for a given risk-factor in this setting and population.

Keywords : Accidental falls; Cox model; elderly; environmental hazards; home care services; multiple classification analysis, gait and balance; public health intervention; risk factors, survival analysis.

Table des matières

LISTE DES TABLEAUX.....	XV
LISTE DES FIGURES.....	XVII
LISTE DES SIGLES.....	XIX
INTRODUCTION.....	1
1 RAPPEL DE LA PROBLÉMATIQUE DES CHUTES ET DU VIEILLISSEMENT AU QUÉBEC.....	5
1.1 ACTIONS MINISTÉRIELLES EN PRÉVENTION DES CHUTES CHEZ LES AÎNÉS AU QUÉBEC.....	5
1.2 PORTRAIT DÉMOGRAPHIQUE ET DE SANTÉ DES AÎNÉS QUÉBÉCOIS.....	7
1.3 AMPLEUR DU PROBLÈME DES CHUTES.....	9
1.4 FACTEURS DE RISQUE DE CHUTES.....	11
1.5 ANALYSE DES ORIENTATIONS MINISTÉRIELLES.....	16
2 FONDEMENTS STATISTIQUES DES MÉTHODES D'ÉTUDE DES CHUTES.....	23
2.1 DÉFINITION DE CONCEPTS CLÉS.....	23
2.2 MÉTHODES ÉLÉMENTAIRES POUR L'ÉTUDE DES CHUTES ET RÉCURRENCE DES ÉVÉNEMENTS.....	24
2.3 RÉGRESSION BINOMIALE NÉGATIVE.....	26
2.4 EXTENSIONS DU MODÈLE DE COX ET COVARIABLES DÉPENDANTES DU TEMPS.....	27
2.4.1 <i>Processus de comptage d'Andersen et Gill</i>	27
2.4.2 <i>Modèle conditionnel de Prentice, Williams et Peterson</i>	28
2.4.3 <i>Modèle marginal de Wei, Lin et Weissfeld</i>	28
2.5 VERSION MODIFIÉE DE LA RÉGRESSION LOGISTIQUE.....	29
2.6 CHOIX D'UNE MÉTHODE POUR L'ÉTUDE DES CHUTES.....	30
3 OBJECTIFS DE RECHERCHE ET MÉTHODOLOGIE.....	33
3.1 OBJECTIFS DE LA RECHERCHE.....	33
3.2 FORMATION ET PÉRIODE D'ESSAI.....	34
3.3 SUJETS À L'ÉTUDE, PROCÉDURES DE RECRUTEMENT ET CONSIDÉRATIONS ÉTHIQUES.....	34
3.4 COLLECTE DE DONNÉES ET INSTRUMENTS DE MESURE.....	36
3.4.1 <i>Apports nutritionnels</i>	38
3.4.2 <i>Équilibre et motricité</i>	39
3.4.3 <i>Médication</i>	40
3.4.4 <i>Consommation d'alcool</i>	41
3.4.5 <i>Environnement domiciliaire</i>	41
3.5 ANALYSES STATISTIQUES.....	42
3.5.1 <i>Facteurs associés au risque de chutes</i>	42
3.5.2 <i>Profils types d'ainés à haut risque de récurrence de chutes</i>	46

4	COVARIABLES DÉPENDANTES DU TEMPS ET ÉVÉNEMENTS RÉCURRENTS (ARTICLE 1).....	49
4.1	AUTHOR’S AFFILIATION	49
4.2	ABSTRACT.....	49
4.3	RÉSUMÉ	50
4.4	INTRODUCTION.....	51
4.5	STATISTICAL BACKGROUND OF METHODS OF FALL STUDIES	52
4.6	METHODS.....	57
	4.6.1 <i>Subjects and procedures</i>	57
	4.6.2 <i>Statistical analyses</i>	58
4.7	RESULTS	59
	4.7.1 <i>Study subjects</i>	59
	4.7.2 <i>Comparison of statistical methods</i>	60
	4.7.3 <i>Risk factors for falls</i>	62
4.8	DISCUSSION	65
4.9	ACKNOWLEDGEMENTS	68
4.10	REFERENCES	69
5	DANGERS DE L’ENVIRONNEMENT DOMICILIAIRE (ARTICLE 2).....	75
5.1	AUTHOR’S AFFILIATION	75
5.2	ABSTRACT.....	76
5.3	RÉSUMÉ	77
5.4	INTRODUCTION.....	78
5.5	METHODS.....	80
	5.5.1 <i>Participants</i>	80
	5.5.2 <i>Data collection</i>	80
	5.5.3 <i>Data analysis</i>	83
5.6	FINDINGS	84
	5.6.1 <i>Study subjects</i>	84
	5.6.2 <i>Environmental hazards in the home</i>	85
	5.6.3 <i>Information about falls</i>	87
	5.6.4 <i>Home hazards and risk for fall</i>	87
	5.6.5 <i>Home hazards and risk for fall-related medical consultations</i>	90
5.7	DISCUSSION	91
5.8	CONCLUSION.....	94
5.9	ACKNOWLEDGEMENTS	94
5.10	REFERENCES	95
6	PROFILS D’ÂÎNÉS À RISQUE DE CHUTES RÉCURRENTES (ARTICLE 3)	101
6.1	AUTHOR’S AFFILIATION	101
6.2	ABSTRACT.....	101
6.3	RÉSUMÉ	103

6.4	INTRODUCTION.....	104
6.5	METHODS.....	104
6.5.1	<i>Setting and subjects</i>	104
6.5.2	<i>Assessment of falls and predictors</i>	105
6.5.3	<i>Statistical analyses</i>	106
6.6	RESULTS	107
6.7	DISCUSSION	112
6.8	ACKNOWLEDGEMENTS	114
6.9	REFERENCES	114
7	DISCUSSION GÉNÉRALE.....	119
7.1	PERTINENCE DE L'ÉTUDE.....	119
7.2	FACTEURS DE RISQUE DE CHUTES À L'EXAMEN INITIAL	120
7.3	FACTEURS ASSOCIÉS À L'AUGMENTATION DU RISQUE DE CHUTES	122
7.4	COMPARAISON DES RÉSULTATS SELON LA MÉTHODE STATISTIQUE UTILISÉE	126
7.5	PROFILS D'AÎNÉS À HAUT RISQUE DE RÉCURRENCE DE CHUTES	133
7.6	LES POINTS FORTS ET LES LIMITES DE L'ÉTUDE	135
7.6.1	<i>La validité interne</i>	135
7.6.2	<i>La validité externe</i>	142
7.7	LES PISTES D'INTERVENTION ET DE RECHERCHE	145
	BIBLIOGRAPHIE	147
	ANNEXE I LETTRE DE PRÉSENTATION DU PROJET AU PARTICIPANT.....	167
	ANNEXE II FORMULAIRE « HISTOIRE DE CHUTES ANTÉRIEURES »	171
	ANNEXE III CALENDRIER POUR LE MONITORAGE DES CHUTES	175
	ANNEXE IV REGISTRE DES CHUTES	179
	ANNEXE V QUESTIONNAIRE D'ÉVALUATION ALIMENTAIRE DE PAYETTE	183
	ANNEXE VI ÉCHELLE D'ÉQUILIBRE DE BERG ET TEST TIMED UP AND GO.....	191
	ANNEXE VII OUTIL DE COLLECTE DE DONNÉES SUR LES MÉDICAMENTS	197
	ANNEXE VIII OUTIL D'ÉVALUATION DE LA CONSOMMATION D'ALCOOL.....	203
	ANNEXE IX OUTIL D'ÉVALUATION DE L'ENVIRONNEMENT DU DOMICILE.....	207
	ANNEXE X ARTICLE 1 : COVARIABLES DÉPENDANTES DU TEMPS ET ÉVÉNEMENTS RÉCURRENTS.....	215
	ANNEXE XI ARTICLE 2 : DANGER DE L'ENVIRONNEMENT DOMICILIAIRE	227
	ANNEXE XII ARTICLE 3 : PROFILS D'AÎNÉS À RISQUE DE CHUTES RÉCURRENTES	239
	ANNEXE XIII ANALYSE DE LA PUISSANCE DANS LA COMPARAISON DES APPROCHES.....	247
	ANNEXE XIV RENSEIGNEMENTS COMPLÉMENTAIRES SUR LES RÉSULTATS	253

Liste des Tableaux

TABLEAU 1	FACTEURS DE RISQUE ET VARIABLES INDÉPENDANTES CONSIDÉRÉS DANS L'ÉTUDE	37
TABLEAU 2	STRUCTURE DE LA BASE DE DONNÉES REQUISE POUR LA RÉGRESSION DE COX D'ANDERSEN-GILL ET DE WEI, LIN ET WEISSFELD.....	45
TABLEAU 3	ADJUSTED RELATIVE RISK ESTIMATES OF FACTORS FOR FALLS AMONG THE COMMUNITY-DWELLING ELDERLY, ACCORDING TO DIFFERENT STATISTICAL REGRESSION METHODS	61
TABLEAU 4	ADJUSTED AND VARIANCE-CORRECTED WLW INCIDENCE RATE RATIO BY SELECTED RISK FACTORS FOR FALLS AMONG THE COMMUNITY-DWELLING ELDERLY, ACCORDING TO THE FALL RANK OR POOLED FALL GROUP.....	64
TABLEAU 5	POTENTIAL ENVIRONMENTAL HAZARD ITEMS IN EACH ROOM OR AREA OF THE HOME	82
TABLEAU 6	DISTRIBUTION AT BASELINE OF POTENTIAL HOMES HAZARDS IN EACH ROOM AND AREA	87
TABLEAU 7	CRUDE AND ADJUSTED INCIDENCE RATE RATIO (IRR) FOR HOME HAZARD-FALL RELATIONSHIP AMONG THE COMMUNITY-DWELLING ELDERLY, ACCORDING TO THE FALL RANK OR POOLED FALL GROUP	88
TABLEAU 8	CRUDE AND ADJUSTED INCIDENCE RATE RATIO (IRR) BY ROOM FOR HOME HAZARD- FALL RELATIONSHIP AMONG THE COMMUNITY-DWELLING ELDERLY, ACCORDING TO THE FALL RANK OR POOLED FALL GROUP	90
TABLEAU 9	ADJUSTED INCIDENCE RATE RATIO (IRR) FOR HOME HAZARD-FALL RELATED MEDICAL CONSULTATION RELATIONSHIP AMONG THE COMMUNITY-DWELLING ELDERLY, ACCORDING TO THE FALL RANK OR POOLED FALL GROUP.....	91
TABLEAU 10	BASELINE CHARACTERISTICS OF THE COMMUNITY-DWELLING ELDERLY, ACCORDING TO THEIR STATUS.....	108
TABLEAU 11	SUMMARY OF THE TREE FOR PREDICTIONS RECURRENT FALLERS AT SIX-MONTH FOLLOW-UP AMONG COMMUNITY-DWELLING SENIORS USING HOME-CARE SERVICES, IN DESCENDANT ORDER ACCORDING TO THE RELATIVE RISK	109
TABLEAU 12	PAIRWISE COMPARISONS OF SURVIVAL CURVES FOR PREDICTING RECURRENT FALLERS AT SIX-MONTH FOLLOW-UP AMONG COMMUNITY-DWELLING SENIORS USING HOME-CARE SERVICES, ACCORDING TO THE LOG-RANK (MANTEL-COX) TEST	112

Liste des figures

FIGURE 1	GENÈSE DES CHUTES ET DES FRACTURES LIÉES AUX CHUTES D'APRÈS LA MATRICE DE HADDON	12
FIGURE 2	REPRÉSENTATION SCHÉMATIQUE DES MODÈLES STATISTIQUES UTILISÉS POUR L'ÉTUDE DES FACTEURS DE RISQUE DE CHUTES.....	25
FIGURE 3	SCHEMATIC REPRESENTATION OF STATISTICAL MODELS FOR THE STUDY OF RISK FACTORS FOR FALLS	53
FIGURE 4	DISTRIBUTION OF HOME HAZARDS AND SAFETY DEVICES ABSENT AT BASELINE.....	86
FIGURE 5	FLOW CHART DESCRIBING THE STUDY SAMPLE OF COMMUNITY- DWELLING SENIORS USING HOME-CARE SERVICES.....	105
FIGURE 6	CLASSIFICATION TREE FOR PREDICTING THE RISK OF RECURRENT FALLING AT SIX-MONTH FOLLOW-UP AMONG COMMUNITY-DWELLING SENIORS USING HOME-CARE SERVICES.....	110
FIGURE 7	ESTIMATED KAPLAN-MEIER SURVIVAL CURVES FOR PREDICTING THE RISK OF RECURRENT FALLING AT SIX-MONTH FOLLOW-UP AMONG COMMUNITY-DWELLING SENIORS USING HOME-CARE SERVICES, ACCORDING TO THE RISK PROFILES (NODES).....	111

Liste des sigles

AG :	Approche statistique d'Andersen et Gill
CCI :	Coefficient de corrélation intraclasse
CHSLD :	Centre d'hébergement et de soins de longue durée
CLSC :	Centre local de services communautaires
CSSS :	Centre de santé et des services sociaux
IMC :	Indice de masse corporelle
INSPQ :	Institut national de santé publique du Québec
MSSS :	Ministère de la Santé et des Services sociaux
PIED :	Programme intégré d'équilibre dynamique
PWP :	Approche statistique de Prentice, Williams et Peterson
RTI :	Rapport des taux d'incidence
SMAF :	Système de mesure de l'autonomie fonctionnelle
TSSA :	Tree-structured survival analysis
WLW :	Approche statistique de Wei, Lin et Weissfeld

Introduction

Au Québec, un million d'aînés¹ de 65 ans ou plus vivent à domicile. Le tiers de ces personnes tombera au moins une fois au cours de l'année et 15 % chuteront à plusieurs reprises (de Vries, 2010; Fletcher et coll., 2009). Les chutes sont à la source d'environ 50 000 consultations, 13 000 hospitalisations et 600 décès annuellement parmi les aînés québécois (MSSS, 2004; Bégin, Boudreault et Sergerie, 2009). Même lorsque les chutes n'occasionnent pas de blessures, leur récurrence peut entraîner des répercussions importantes. Elles peuvent se traduire par une diminution de confiance en soi, par la crainte de nouvelles chutes ainsi que par une restriction des déplacements et des contacts sociaux (Fletcher et Hirdes, 2004).

De par leur prévalence et les conséquences qu'elles entraînent sur la mortalité, la morbidité et l'autonomie des personnes de même que sur l'utilisation des soins de santé, les chutes chez les aînés représentent un problème important de santé publique (Bohl et coll., 2010; Morris, 2007). Au Québec, le *Programme national de santé publique 2003–2012* en a fait une priorité en prenant en compte les niveaux de risque différents selon le profil d'autonomie des aînés (MSSS, 2003; 2004). Tout porte à croire en effet que le profil de risque de chutes et l'intervention appropriée correspondent différent selon qu'il s'agisse de personnes âgées indépendantes, plus actives et en meilleure santé qui vivent à la maison ou de personnes plus fragiles ayant besoin de soutien pour vivre dans la communauté (Scott et coll., 2007). Les orientations ministérielles accordent ainsi une place prépondérante aux personnes inscrites aux services de soutien à domicile des centres de santé et des services sociaux (CSSS), qui représentent approximativement 16 % de la population âgée de 65 ans ou plus (Bégin, Boudreault et Sergerie, 2007). En dépit de cette mesure, cette clientèle a fait l'objet de très peu d'études cliniques ou épidémiologiques et demeure à l'heure actuelle encore très mal connue quant au phénomène des chutes (Fletcher et Hirdes, 2002a; 2004; Lewis et coll., 2004; Markle-Reid et coll., 2010a; 2010b).

Les dernières décennies ont été l'occasion de questionnements sur les facteurs influençant le risque de chutes chez les aînés et sur les stratégies permettant de les prévenir. À

¹ Lorsqu'aucun groupe d'âge n'est précisé, les mots « aînés » ou « personnes âgées » réfèrent dans les pages qui suivent aux personnes âgées de 65 ans ou plus.

ce sujet, la Direction générale de la santé publique du ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) du Québec préconise le dépistage de facteurs de risque de chutes couplé à un programme personnalisé de correction des facteurs problématiques identifiés chez des aînés des services de soutien à domicile dans l'ensemble des régions du Québec (MSSS, 2003; 2004; Bégin, Boudreault et Sergerie, 2007; 2009). Néanmoins, si le comité d'experts mandaté par le MSSS a mis en évidence la nécessité de mettre en œuvre des interventions multifactorielles personnalisées en prévention des chutes pour différer les incapacités fonctionnelles des personnes âgées plus frêles, il a rappelé que « l'interaction entre les différents facteurs de risque et l'importance relative de chacun ne sont pas encore bien connues » (MSSS, 2004, p. 9).

De fait, les facteurs de risque de chutes n'atteignent pas tous le même niveau de preuve scientifique. Certains, parmi la gamme des facteurs dits *intrinsèques*, ont davantage retenu l'attention des chercheurs et leur lien avec les chutes fait l'objet d'un consensus au sein de la communauté. Il s'agit, par exemple, de l'altération des capacités motrices et de la prise de médicaments. En revanche, d'autres, comme les facteurs comportementaux et environnementaux, ont été moins étudiés ou ont conduit à des résultats parfois contradictoires (MSSS, 2004). L'identification des aînés à risque de chutes demeure à juste titre un champ de recherche important et dynamique.

On détermine les facteurs de risque de chutes par des études d'observation prospectives et longitudinales. Leur identification est cependant compliquée par le fait que l'exposition peut varier au cours du suivi et qu'un même individu peut subir un événement plus d'une fois. Or, les scientifiques font peu de cas de ces considérations et n'utilisent pas nécessairement les bonnes méthodes statistiques. Il y a près de 20 ans pourtant, Cumming, Kelsey et Nevitt (1990) avaient émis l'avis qu'il fallait accorder plus d'attention aux mesures répétées des facteurs de risque et au taux d'incidence de toutes les chutes. Malgré cet avis, peu de chercheurs ont remis en question leur façon de faire et leur méthode d'analyse des données. Le commentaire de Cumming et de ses collaborateurs aura plutôt provoqué la réaction inverse : les chercheurs contournent les difficultés méthodologiques en écartant une grande quantité de renseignements utiles. Dans la majorité des cas, on se concentre sur la proportion de chuteurs ou sur le temps écoulé jusqu'à la première chute. Ces façons de faire peuvent

avoir faussé les estimations relatives à certains prédicteurs ou produit des résultats ambigus (Donaldson et coll., 2008; Gill et coll., 2009; Ray, Thapa et Gideon, 2002; Ullah, Finch et Day, 2010; van Walraven et coll., 2004).

La présente thèse a pour but de sensibiliser les chercheurs à certaines considérations épidémiologiques et statistiques dans l'étude des chutes et de leurs déterminants. Nous y examinons des méthodes plus conventionnelles en usage actuellement et en proposons de nouvelles. Nous illustrons notre propos par l'étude de facteurs de risque susceptibles d'être associés aux chutes – qu'elles aient ou non nécessité le recours à des soins médicaux – parmi un groupe d'aînés recevant des services de soutien à domicile. Les facteurs d'exposition étudiés, au nombre de cinq parmi sept prescrits par le MSSS, comprennent le risque nutritionnel, la consommation d'alcool, les dangers de l'environnement domiciliaire, la démarche et l'équilibre, et la consommation de médicaments.

La présente thèse comporte sept chapitres. Le chapitre I fait un rappel de la problématique des chutes et du vieillissement au Québec. Il situe le dépistage sélectif des facteurs de risque par rapport aux actions ministérielles de prévention des chutes chez les personnes âgées, brosse un portrait de la démographie des personnes âgées, rend compte de l'ampleur du problème des chutes dans ce segment de la population et énonce les facteurs de risque qui conditionnent leur apparition. Le chapitre II examine les fondements statistiques des méthodes utilisées dans les études sur les chutes, expose les notions de covariables dépendantes du temps et de récurrence des événements, et analyse les méthodes statistiques courantes qui ont recours à ces notions. Le chapitre III résume la démarche méthodologique adoptée pour répondre aux objectifs de la recherche.

Les trois chapitres suivants constituent le corps de cette thèse de type *intégration d'articles* portant sur des questions connexes. Ils se consacrent à la présentation et à l'analyse des résultats. Le chapitre IV renvoie au premier article intitulé *Risk factors for falling among community-dwelling seniors using home-care services: An extended hazards model with time-dependent covariates and multiple events* (Leclerc et coll., 2008). Nous y proposons une extension du modèle des risques proportionnels de Cox, que nous illustrons par une étude des facteurs de risque susceptibles d'être associés aux chutes. Nous y comparons les résultats

obtenus avec la méthode de Wei, Lin et Weissfeld et ceux obtenus avec plusieurs autres méthodes statistiques.

Le chapitre V a trait au deuxième article. Il porte le titre *Relationship between home hazards and falling among community-dwelling seniors using home-care services* (Leclerc et coll., 2010). Nous y établissons la prévalence des risques environnementaux selon leur endroit dans la maison et déterminons le degré d'association avec la probabilité de survenue de chutes.

L'article intitulé *A classification and regression tree for predicting recurrent falling among community-dwelling seniors using home-care services* (Leclerc et coll., 2009a) compose le chapitre VI. Il se distingue des deux précédents par la nature des outils statistiques utilisés et de l'objet d'étude. Nous y identifions des profils d'aînés à haut risque de devenir des chuteurs récurrents dans les six mois suivant leur évaluation initiale, et ce, au moyen d'un arbre de régression et de classification et d'une analyse de survie.

Enfin, le chapitre VII clôt la thèse par une discussion générale des résultats et une conclusion. Cette partie fait la synthèse de la recherche tout en faisant ressortir ses aspects novateurs, ses limites et ses conséquences possibles pour l'avenir.

1 Rappel de la problématique des chutes et du vieillissement au Québec

Ce chapitre présente la problématique des chutes chez les aînés et une recension des écrits scientifiques sur le sujet. Il situe tout d'abord le dépistage sélectif des facteurs de risque dans la perspective plus large des actions ministérielles en prévention des chutes chez les personnes âgées vivant à domicile qui prévaut depuis plus de 10 ans au Québec. Il brosse ensuite un portrait général de la démographie et de la santé des personnes âgées, rend compte de l'ampleur du problème des chutes en ce qui concerne leur incidence et leurs diverses conséquences et énonce les principaux facteurs de risque qui conditionnent leur apparition.

1.1 Actions ministérielles en prévention des chutes chez les aînés au Québec

En mars 1997, la prévention des blessures occasionnées par les chutes était identifiée comme l'une des sept priorités nationales de santé publique à la base de l'action à mener au Québec jusqu'en 2002 (MSSS, 1997). C'est dire que, déjà à l'époque, l'ampleur et la gravité du phénomène des chutes chez les personnes âgées de 65 ans ou plus justifiaient la mise en place et le renforcement de mesures préventives à cet égard.

En décembre 2001, la Direction générale de la santé publique du MSSS mettait en place le Groupe de travail provincial en prévention des chutes chez les aînés vivant à domicile, en soutien à la validation et à l'opérationnalisation des cibles d'intervention du premier Programme national de santé publique 2003–2012. Un an plus tard, en novembre 2002, le gouvernement du Québec adoptait le Programme en question, qui assurait la continuité des précédentes Priorités nationales de santé publique 1997–2002 (MSSS, 2003).

Le Programme national de santé publique, actuellement en déploiement, définit les activités de santé publique à mettre en œuvre, à la grandeur du Québec, pour atteindre les objectifs en matière de prévention des chutes chez les aînés. Il prévoit explicitement « la promotion et le soutien, auprès des cliniciens, de l'évaluation multidisciplinaire des facteurs de risque de chutes chez les personnes âgées » de même que « la promotion et le soutien de mesures multifactorielles de prévention des chutes destinées aux personnes âgées à risque, notamment celles qui ont déjà fait une chute » (MSSS, 2003, p. 50).

En novembre 2004, le Groupe de travail provincial en prévention des chutes chez les aînés vivant à domicile rédigeait à l'intention des intervenants régionaux et locaux concernés un programme de prévention des chutes et de leurs conséquences dans un continuum de services pour les personnes âgées de 65 ans ou plus vivant à domicile (MSSS, 2004). Ce cadre de référence fournit en somme des propositions pour rendre opérationnelles les cibles d'intervention mentionnées précédemment dans le Programme national de santé publique. Les propositions font elles-mêmes suite à une recension des écrits sur les facteurs de risque et sur les modèles d'intervention. Les directives ministérielles prévoient trois types d'interventions, dépendamment du niveau de risque de chutes, du profil d'autonomie des aînés et des portes d'entrée dans le réseau :

- Les *interventions multifactorielles non personnalisées* – aussi nommé *volet communautaire* – s'inscrivent dans une approche populationnelle et privilégient l'implantation du Programme intégré d'équilibre dynamique (PIED) à des groupes dans la communauté.
- Les *interventions médicales préventives* – ou *volet médical* – s'adressent à des aînés plus frêles qui présentent déjà une histoire ou un risque élevé de chutes lié à leur condition. Elles privilégient des interventions de type *pratiques cliniques préventives*.
- Les *interventions multifactorielles personnalisées* – ou *volet soutien à domicile* – s'adressent à des aînés à haut risque avec histoire de chutes inscrits aux services de soutien à domicile des établissements exploitant un CLSC ou qui consultent une unité d'évaluation gériatrique.

La commande du MSSS à l'INSPQ d'un programme de formation et de soutien à l'implantation normalisée des interventions multifactorielles personnalisées en prévention des chutes à l'intention des intervenants des CSSS s'est concrétisée au printemps 2007 par la parution d'un imposant guide d'implantation, qui a connu une mise à jour en 2009. Ce guide a été produit, selon ce qu'on en dit, au terme d'une revue des connaissances scientifiques et de consensus d'experts d'institutions universitaires, de milieux de pratique et de directions de santé publique (Bégin, Boudreault et Sergerie, 2007; 2009). Fruit de l'engagement de trois directions générales du MSSS (de la santé publique, des services sociaux, des services de santé et médecine universitaire), l'ouvrage offre des outils de dépistage sélectif pour chacun des sept facteurs prescrits. De fait, le cadre de référence ministériel recommande une intervention portant sur un minimum de quatre facteurs de risque, soit sur les trois facteurs dits

essentiels (capacités motrices, médicaments et environnement domiciliaire) et sur au moins un facteur dit *complémentaire* parmi les quatre proposés (malnutrition, hypotension orthostatique, troubles de la vision, consommation d'alcool)².

Par ailleurs, malgré le caractère « prescriptif » de la nouvelle donne ministérielle qui impose à l'ensemble des régions du Québec la mise en place d'un mode préventif multifactoriel personnalisé d'intervention chez la clientèle des aînés inscrits aux services de soutien à domicile, force est de reconnaître que son implantation effective tarde à se concrétiser. Le rapport de l'évaluation réalisée par Champagne, Gagnon et Baldé (2009) à la demande de l'Institut national de santé publique du Québec et du MSSS révèle en effet, qu'en 2008, l'intervention multifactorielle personnalisée avait été implantée dans seulement 30 des 96 CSSS que compte le Québec et, du reste, était encore en phase d'expérimentation pilote dans 14 de ces 30 CSSS. Le bilan 2008–2009 du suivi de l'implantation des activités du Programme national de santé publique 2003–2012 corrobore ces données (MSSS, 2010). Les auteurs soulignent que les mesures multifactorielles personnalisées n'avaient été implantées que dans sept des 16 régions sociosanitaires visées en mai 2009.

En somme, qu'il s'agisse d'invoquer l'activité de dépistage des facteurs de risque de chutes, les facteurs comme tels ou la population ciblée, le lecteur sera *ipso facto* à même de constater que la présente thèse s'inscrit dans une perspective de gain de connaissances sur un thème de recherche hautement d'actualité en santé publique.

1.2 Portrait démographique et de santé des aînés québécois

À l'instar des autres sociétés industrialisées, le vieillissement de la population québécoise et ses conséquences sur l'ensemble de la société préoccupent les gouvernants et les planificateurs de la santé depuis plusieurs années. En 2006, plus d'un million de citoyens comptaient 65 années de vie ou plus (plus exactement, 1 069 921). La majorité (54 %) avait entre 65 et 74 ans, alors qu'un peu plus du tiers (35 %) avait entre 75 et 84 ans. Les femmes, plus nombreuses, représentaient tout près de 6 personnes âgées sur 10 (58 %) (INSPQ et coll., 2006). Leur proportion croît avec l'avancement en âge, étant donné une espérance de vie qui

² Ce classement en facteurs essentiels et complémentaires s'appuie sur la qualité de la preuve, les premiers ayant fait l'objet d'une démonstration scientifique plus convaincante que les seconds, de soutenir les auteurs de l'ouvrage.

les avantage; elle passait de 53 % entre 65 et 69 ans à 72 % à partir de 85 ans (Marquis et Cadieux, 2005). De nos jours, une femme ayant atteint l'âge de 65 ans peut s'attendre à vivre, en moyenne, encore 20,5 ans, comparativement à 16,5 ans pour un homme (INSPQ et coll., 2006).

La proportion des aînés atteint actuellement 14 % au Québec (INSPQ et coll., 2006). Le phénomène du vieillissement de la population paraît tout à fait éloquent lorsqu'on se rappelle que les personnes de 65 ans ou plus ne constituaient que 7 % de la population québécoise en 1976 (Milette, 1999). Le vieillissement démographique s'accroîtra au cours du prochain siècle, de façon plus importante au Québec qu'ailleurs dans le monde (MSSS, 2005). Des projections démographiques prévoient que la proportion de personnes âgées dans l'ensemble de la population passera à 24 % en 2026 (Marquis et Cadieux, 2005). Une part importante de l'accroissement de ce segment de la population se fera dans la catégorie des personnes très âgées, de 85 ans ou plus. Le faible taux de fécondité et la croissance de la longévité expliquent le vieillissement général de la population; la conjugaison de ces facteurs à l'entrée des *baby-boomers* dans le troisième âge en 2011 expliquerait la situation particulière à ce groupe d'âge (MSSS, 2005).

La durée de vie après l'âge de 65 ans sera cependant entachée de limitations fonctionnelles, d'incapacités et de dépendance (Fried et coll., 2004; Garneau, 2009). De fait, de récentes estimations soulignent que les femmes de 65 ans passeront cinq ans du reste de leur vie avec une incapacité ou une limitation d'activité quelconque, alors que les hommes vivront ainsi pendant trois ans (INSPQ et coll., 2006; Philibert, Pampalon et Choinière, 2007). D'après le recensement canadien de 2001, 27 % des aînés de 65 à 74 ans vivant dans les ménages privés disaient présenter une incapacité, comparativement à 52 % chez ceux âgés de 75 ans ou plus (INSPQ et coll., 2006). Qui plus est, 27 % des aînés, tous âges confondus, étaient atteints d'au moins une incapacité suffisamment importante pour entraîner une demande de services; cette proportion grimpeait même à 41 % lorsqu'on ne considérait que les plus vieux d'entre eux, soit ceux âgés de 75 ans ou plus (MSSS, 2001). La prévalence de la perte d'autonomie liée à une incapacité était estimée à 18 % chez les personnes de 65 à 74 ans et à 39 % chez celles qui avaient 75 ans ou plus (Gosselin, Choinière et Wilkins, 2001).

La perte d'autonomie présente néanmoins un caractère réversible. À cet égard, l'inactivité physique, la malnutrition, l'isolement social, la consommation d'alcool, la consommation inappropriée de médicaments ainsi que les chutes sont identifiés dans le *Programme national de santé publique 2003–2012* comme des facteurs susceptibles d'affecter l'autonomie des personnes âgées pour lesquels on peut escompter des gains par l'intervention en santé publique (MSSS, 2003).

1.3 Ampleur du problème des chutes

Il est habituel d'entendre dire, au sujet des chutes à domicile, qu'environ le tiers des aînés tombent au moins une fois par année, soit près de 300 000 Québécois (MSSS, 2004). Les récurrences sont également fréquentes chez les aînés vivant à domicile puisqu'environ la moitié de ceux ayant vécu un premier événement rechutent dans l'année (de Vries, 2010).

Les conséquences des chutes sont multiples et plus fréquentes dans les cas de chutes répétées. Pour une période d'un an, près de 5 % des aînés rapportent une chute dont l'importance a nécessité une consultation médicale ou limité leurs activités (Robitaille et coll., 2000). Les chutes sont souvent la cause des blessures mineures, telles des éraflures, des écorchures et des contusions, alors que 5 % à 10 % occasionnent une blessure plus grave, telles une fracture, une entorse et des lacérations (Nachreiner, 2007; Stel et coll., 2004; Tinetti et Kumar, 2010).

D'autres sources soulignent que le domicile (intérieur et extérieur) est le lieu où les accidents avec blessures surviennent le plus souvent pour les adultes de 65 à 74 ans (57 %) et de 75 ans ou plus (76 %) (Robitaille et coll., 2000). On y découvre également que la chute à l'extérieur du domicile est la circonstance la plus fréquente d'accidents avec blessures chez les personnes de 65 à 74 ans, alors que chez les plus vieux, il s'agit de la chute survenant à l'intérieur du domicile (Morris, 2007).

Les séquelles psychologiques d'une chute, même sans blessures, peuvent être importantes. La crainte de chuter de nouveau peut compromettre la qualité de vie et l'autonomie future de la personne. La tendance à restreindre les activités qui s'installe parfois à la suite d'une chute risque d'occasionner la survenue d'autres chutes (Bruce, Devine et Prince, 2002; Filiatrault, Desrosiers et Trottier, 2009; Hadjistavropoulos, 2007). C'est ainsi

que l'appellation « syndrome postchute » a été introduite pour illustrer cet effet pervers (Nkodo Mekongo et coll., 2007). Une telle peur de tomber est une préoccupation courante chez les personnes âgées; 38,5 % des aînés québécois vivant dans la communauté affirment l'éprouver (Filiatrault, Desrosiers et Trottier, 2009). Une synthèse systématique conclut quant à elle que la prévalence du phénomène varie de 20 % à 85 % (Scheffer et coll., 2008). Enfin, de 25 % à 33 % des chuteurs affirment avoir limité leurs activités par peur de retomber (Hadjistavropoulos, 2007; Murphy, Williams et Gill, 2002).

Un groupe de travail provincial a estimé que les chutes accidentelles pourraient avoir entraîné pas moins de 12 681 hospitalisations au cours de l'année 2004 chez les personnes âgées. Selon ces mêmes experts, le taux annuel d'hospitalisation³ pour cause de chute au Québec aurait atteint 12,4 pour 1000 aînés durant la période de 1999 à 2002 (MSSS, 2004). Toujours dans la province, les personnes âgées hospitalisées à la suite d'une chute y ont séjourné en moyenne 15 jours et ont totalisé à elles seules 163 000 journées d'hospitalisation par année (Hamel, 2001). Les cas hospitalisés proviennent en forte proportion des personnes qui habitent à domicile (Robitaille et Gratton, 2005).

De toutes les causes de blessures chez les personnes âgées, les chutes constituent, de loin, le problème le plus grave. De fait, l'Institut canadien d'information sur la santé (2007), qui s'est penché sur les hospitalisations dans les établissements canadiens de soins de courte durée à la suite de blessures en 2004–2005, a souligné que les chutes représentaient 84 % de toutes les admissions à la suite de blessures chez les aînés. Les personnes de 65 ans ou plus comptaient pour 41 % ($n = 80\,051$) de toutes les hospitalisations en raison de blessures.

Les chutes, surtout lorsqu'elles surviennent de façon récurrente, anticipent l'entrée des personnes âgées en hébergement et leur placement institutionnel; elles en constituent un important prédicteur (Tinetti et Kumar, 2010). Les chutes à répétition sont par ailleurs plus susceptibles d'entraîner la mort. Au Canada, les taux de mortalité à la suite de chutes parmi les hommes et les femmes de 65 ans ou plus étaient respectivement de 44,23 et de 45,79 par

³ Un taux d'hospitalisation est différent d'un taux de personnes hospitalisées, une même personne ayant pu être hospitalisée plus d'une fois pour cause de chute durant la période de référence. Robitaille et Gratton (2005) rappellent qu'il existe une différence réelle, de 18,3 % pour la période 2000–2003, entre le nombre annuel total d'admissions à l'hôpital pour une chute (indicateur de volume) et le nombre de chutes ayant entraîné une hospitalisation (indicateur de morbidité).

100 000 en 2004 (Fondation Sauve-qui-pense, 2009). Au Québec, en 2004, on a dénombré 608 décès attribuables aux complications d'une chute (MSSS, 2004).

En plus de causer des blessures et des morts humaines, on comprendra aisément d'après ce qui précède que les chutes entraînent également des coûts imposants en soins de santé. L'étude sur le fardeau économique des blessures au Canada (Fondation Sauve-qui-pense, 2009) souligne que 2 033 \$ millions de dollars ont été consacrés en 2004 en coûts en soins de santé pour le traitement de chutes chez les personnes âgées. Le coût des chutes par personne pour les Canadiens âgés de plus de 65 ans était par conséquent de 491 \$. Des données québécoises rajoutent que le coût moyen d'une hospitalisation en soins de courte durée pour chute accidentelle⁴ s'élevait à 6 321 dollars par aîné pour l'année financière 1996–1997, cumulant des dépenses totales de 76,6 millions de dollars pour l'ensemble de la population âgée (MSSS, 2004). Aucune valeur actualisée du coût d'une hospitalisation au Québec pour chute accidentelle ne semble malheureusement disponible. Une revue systématique (Heinrich et coll., 2010) a par contre estimé que les coûts directs moyens des soins de santé liés aux chutes chez la personne âgée variaient de 2 044 à 25 955 dollars par victime, de 1 059 à 10 913 dollars par chute et de 5 654 à 42 840 dollars par chute ayant nécessité une hospitalisation, dollars mesurés en parité de pouvoir d'achat.

1.4 Facteurs de risque de chutes

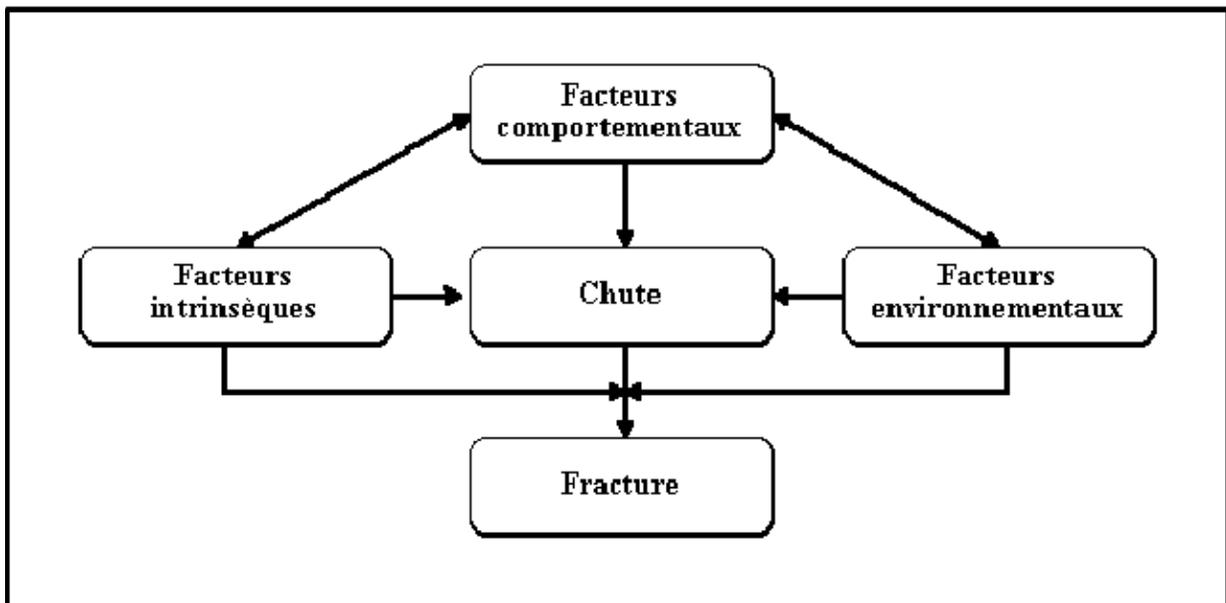
Une diversité de facteurs ont été associés à la survenue des chutes en général, bien que tous ne jouissent pas du même niveau de preuve et que le mécanisme d'action qui les soutient soit parfois plus intuitif que clairement établi. On sait néanmoins que ces facteurs agissent ultimement sur les mécanismes mis en jeu par le système nerveux pour maintenir la station debout face à diverses contraintes, des fonctions visuelles, proprioceptives et vestibulaires jusqu'au système musculosquelettique (Horak, Shupert et Mirka, 1989; Nashner et coll., 1989). La présence d'éléments de risque dans l'environnement domiciliaire peut évidemment déclencher la chute, mais les causes sont internes et indépendantes du milieu dans d'autres cas (Lord, Menz et Sherrington, 2006; Rubenstein, 2006; Soriano, DeCherrie et

⁴ Excluant les soins de réadaptation.

Thomas, 2007). Comme le rapporte Morris (2007), une chute survient rarement par « accident », celle-ci étant plus liée à la condition de la personne qu'au hasard.

Le foisonnement des facteurs de risque a donné lieu à différentes classifications. Celle qui tend à s'imposer les regroupe selon la condition de l'individu, ses comportements ou son environnement. Certains chercheurs appellent les deux dernières classes *facteurs extrinsèques*, pour mieux les opposer aux précédents, qualifiés de *facteurs intrinsèques* (Bégin, Boudreault et Sergerie, 2009; Cozart et Cesario, 2009; MSSS 2004). Par contre, les chutes non intentionnelles découlent rarement d'une cause unique, mais résultent le plus souvent de l'interaction complexe de ces facteurs (Cozart et Cesario, 2009; Rubenstein, 2006; Scott et coll., 2007; Soriano, DeCherrie et Thomas, 2007). C'est ce qu'illustre le cadre conceptuel mis au point par William Haddon (Figure 1). Précisons de plus que le profil de risque de chutes est somme toute sensiblement équivalent, que ces dernières entraînent ou non des blessures (Morris, 2007).

Figure 1 Genèse des chutes et des fractures liées aux chutes d'après la matrice de Haddon



Source : MSSS, 2004, p. 5

Certains ouvrages ont recensé les facteurs de risque⁵ les plus fréquents de chute à domicile chez les personnes âgées de 65 ans ou plus vivant dans la communauté, dans l'ensemble (Gates et coll., 2008; Gama et Gómez-Conesa, 2008; Morris, 2007; Tinetti et Kumar, 2010). Les plus minutieux se sont limités à juste titre aux facteurs dont l'association a été confirmée sur le plan de la statistique par des études prospectives recourant à des stratégies d'analyses statistiques multivariées. De fait, si tout un éventail de facteurs de risque a été associé à la survenue de chutes lors d'analyses statistiques simples, peu d'entre eux « survivent » à l'analyse multivariée quand les effets confondants d'autres variables sont pris en compte. Par exemple, la valeur prédictive du sexe et de l'âge peut être en partie attribuable aux conditions de santé ainsi qu'à d'autres facteurs de risque mutuellement présents chez un sexe en particulier et avec l'avancement en âge. L'étiologie multifactorielle des chutes et la concomitance par ailleurs tellement courante d'autres événements de santé chez les personnes âgées rendent difficile l'attribution de telle ou telle fraction de l'incidence de chute à chaque facteur spécifique. Dans cette situation, la validité des mesures épidémiologiques est mise à rude épreuve en raison de l'imprécision apportée par la confusion et les biais possibles. Prenons par exemple la polymédication et la comorbidité; sachant que ces deux variables sont étroitement associées chez les aînés, laquelle des deux constitue le véritable facteur de risque? (McKay et Anderson, 2010)

Si l'examen des corrélations partielles peut être d'une grande utilité dans la recherche des influences réciproques de plusieurs variables et dans la mise en évidence de relations erronées ou apparentes que suggérerait une corrélation simple, la régression multiple n'est pas la panacée (Weitkunat et Wildner, 2002). *In fact, it is not unusual to find examples in the epidemiological literature in which distal factors are improperly adjusted for proximate factors, with a consequent reduction or elimination of the former's effects* (Victoria et coll., 1997). Par exemple, on ne peut déterminer avec certitude dans quels cas une variable donnée constitue une variable explicative indépendante et dans quels autres cas elle n'est pas une variable intermédiaire présente dans le chemin causal – telle l'influence de la médication, qui peut être contenue en partie dans le facteur « équilibre et motricité ».

⁵ La notion de facteur de risque ne fait référence qu'à une probabilité plus élevée de la maladie chez les sujets exposés. Elle ne suggère donc pas forcément un rôle causal (Leclerc et coll., 1990).

Pour le reste, un comité d'experts en prévention des chutes mandaté par le MSSS a conclu que « les facteurs de risque les plus probants » (2004, p. 14) sont liés aux conditions de santé des aînés, tels l'altération de l'équilibre et de la motricité, les déficits visuels, l'hypotension orthostatique, les affections cognitives, la dépression, l'incontinence urinaire et la prise de plusieurs médicaments, dont les psychotropes. Cette liste recoupe à peu de choses près celle de récentes synthèses narratives ou systématiques (Gates et coll., 2008; Gama et Gómez-Conesa, 2008; Hartikainen, Lönnroos et Louhivuori, 2007; Morris, 2007; Muir et coll., 2009; Tinetti et Kumar, 2010; Woolcott et coll., 2009), si ce n'est que certains auteurs mentionnent également l'histoire de chutes antérieures, la comorbidité, les limitations fonctionnelles et les restrictions dans les activités quotidiennes. D'un autre côté, même si les facteurs comportementaux tels que les habitudes de vie (consommation d'alcool, sédentarité et malnutrition) et la prise de risque (grimper sur une chaise, par exemple) n'ont pas atteint de hauts degrés de preuve scientifique, le comité ministériel est d'avis qu'il est nécessaire de s'y intéresser dans le cadre d'une intervention de prévention des chutes.

La présence d'éléments de risque dans l'environnement domiciliaire est un autre déterminant des chutes qui s'impose à l'esprit par son caractère d'évidence apparente. D'après Feldman et Chaudhury (2008), le risque de chutes serait déterminé par l'action réciproque de trois principaux facteurs : mobilité, comportement à risque et environnement physique. Certains auteurs estiment que de 30 à 50 % des cas de chutes comporteraient une composante environnementale (Rubenstein, 2006). Pourtant, le rôle des facteurs environnementaux est encore méconnu et les évidences scientifiques à cet égard sont fragmentaires (Feldman et Chaudhury, 2008; Lord, Menz et Sherrington, 2006). Cet état de fait confirmerait, selon Raïche (2000), l'hypothèse selon laquelle la cause première serait davantage intrinsèque qu'extrinsèque, même si le déclencheur de la chute peut être externe. Selon cet auteur, « les capacités à anticiper, ajuster, corriger les mouvements de rééquilibrage pour éviter une chute semblent indépendantes des risques provenant de l'environnement ». D'autres chercheurs attribuent plutôt cette particularité aux limites inhérentes à l'étude de cohorte classique et à la manifestation de biais d'information ou d'erreurs de classement non différentielles. En d'autres termes, les facteurs de risque identifiés au départ pourraient ne plus être présents quand se produit une chute (des personnes exposées qui deviennent non exposées), alors que d'autres, absents au départ, pourraient s'y trouver (des personnes non exposées qui deviennent

exposées), faisant disparaître de ce fait des associations statistiques pourtant réelles (Gill, Williams et Tinetti, 2000; van Bommel et coll., 2005).

Les études observationnelles ont échoué à montrer une association statistique entre la présence d'éléments hasardeux dans l'environnement et le risque de chuter (Lord, Menz et Sherrington, 2006), à l'exception de celle de Northridge et de ses collaborateurs (1995), qui ont noté son existence uniquement dans un sous-groupe de personnes âgées plus actives. Les experts dans le domaine sont néanmoins d'avis que les interventions sur l'environnement sont pertinentes, car elles peuvent contribuer à accroître l'efficacité des programmes multifactoriels de prévention des chutes (Day et coll., 2002; Feder et coll., 2000; Feldman et Chaudhury 2008; MSSS, 2004).

Par ailleurs, des stratégies de prévention ont donné des résultats concluants sur la réduction des chutes⁶. Les interventions les plus probantes privilégient les actions auprès de chuteurs reconnus ou de clientèles présentant déjà un ou plusieurs facteurs de risque de chutes (Campbell et Robertson, 2007). Au surplus, les interventions ciblant des facteurs de risque spécifiques à chaque individu s'avèrent plus efficaces qu'une approche générale commune appliquant la même intervention à tout un groupe d'individus (MSSS, 2004; Gillespie et coll., 2009). L'identification des antécédents de chute et des personnes à risque à cet égard constitue donc une avenue prometteuse (Campbell et Robertson, 2006; Ganz et coll., 2007).

Différentes approches, rassemblées sous l'appellation de *dépistage sélectif*, sont proposées en ce sens pour évaluer le risque de chutes d'une personne appartenant à un sous-groupe de la population présentant un risque élevé (Bégin, Boudreault et Sergerie, 2007; 2009). Par définition, le dépistage consiste à identifier précocement, à l'aide de tests d'application simple et standardisée, les sujets présumés atteints d'un problème de santé passé jusque-là inaperçu (Last, 2004). Dans le cas qui nous concerne, le dépistage revient à repérer les aînés les plus susceptibles de chuter. Les facteurs de risque indépendamment associés aux chutes lors d'études prospectives rigoureuses constituent en soi des prédicteurs de chute. Cependant, ces facteurs n'ont pas été développés dans l'optique d'un test clinique de dépistage

⁶ Le meilleur agencement de fréquence, d'intensité et de durée pour différentes populations de personnes âgées vivant dans la communauté demeure néanmoins incertain et constitue à ce titre un domaine de recherche actif (Gates et coll., 2008; Mahoney, 2010; Reid, 2010).

des personnes âgées à risque de chutes. Les seuls véritables tests cliniques dont la validité prédictive a été éprouvée de façon satisfaisante concernent les mesures fonctionnelles de l'équilibre et de la motricité et certains outils formels d'évaluation multifactorielle du risque de chutes (Muir et coll., 2010; Perell et coll., 2001; Raïche, 2000; Scott et coll., 2007; Tiedemann et coll., 2008; Wrisley et Kumar, 2010). Toutefois, les auteurs de deux synthèses systématiques indépendantes sont parvenus à la conclusion selon laquelle il serait actuellement prématuré de recommander un outil qui soit universel et satisfaisant (Scott et coll., 2007) ou qui apporte un bénéfice supplémentaire à l'histoire de chutes antérieurs et à l'autodéclaration des problèmes de l'équilibre et de la motricité (Gates et coll., 2008).

1.5 Analyse des orientations ministérielles

Nous remémorons le contexte d'émergence du projet de *Programme national de santé publique 2003–2012* pour mieux comprendre le processus de démonstration de la preuve emprunté dans le contexte des orientations ministérielles.

Haviernick (2001) rappelle que le développement du Programme national de santé publique a commencé en 1999 avec la définition des balises du programme. Un an plus tard, on demandait aux différents intervenants du réseau de la santé publique de s'engager dans l'élaboration de son contenu. Les artisans du programme ont dû définir des cibles d'action prioritaires sur la base de critères bien définis pour juger de leur pertinence. Ces multiples critères soumis par les responsables de l'élaboration du programme comprenaient l'importance – c'est-à-dire l'ampleur ou la gravité – du problème, la disponibilité d'interventions efficaces reconnues pour le contrer, le potentiel de l'action d'agir sur plusieurs déterminants de la santé ou facteurs de risque, le potentiel de l'action de réduire les inégalités de santé et de bien-être, le rapport coût/efficacité de l'intervention et sa faisabilité (Haviernick, 2001). Ces critères avaient bien sûr l'avantage de bien circonscrire le contenu du futur programme, mais imposaient des limites évidentes au développement de cibles d'actions. Le critère d'efficacité des interventions a façonné la proposition de cibles d'action, tant pour les interventions elles-mêmes que pour les clientèles ciblées par les interventions.

L'élaboration du Programme national de santé publique s'est faite sur la base de domaines d'intervention spécifiques qui, en pratique, se sont traduits par des groupes de

travail thématiques comportant plusieurs caractéristiques communes. L'un des six domaines d'intervention est celui des « traumatismes non intentionnels », qui inclut la problématique des chutes. Après avoir défini un objectif général visant à « réduire la morbidité et la mortalité liées aux chutes et aux blessures à domicile » jusqu'en 2012, notamment chez les personnes âgées (MSSS, 2003, p. 50), le groupe de travail thématique s'est attardé à formuler des cibles d'action prioritaires qui permettraient d'atteindre cet objectif. Un processus d'intégration s'est ultimement amorcé à l'automne 2001, à la suite du dépôt des cibles d'action prioritaires par chaque groupe thématique.

Comme nous l'avons déjà mentionné, le Programme national de santé publique a déterminé deux cibles en matière de prévention des traumatismes chez les aînés :

1. La promotion et le soutien, auprès des cliniciens, de l'évaluation multidisciplinaire des facteurs de risque de chutes chez les personnes âgées à risque.
2. La promotion et le soutien de mesures multifactorielles de prévention des chutes destinées aux personnes âgées à risque, notamment celles qui ont déjà fait une chute.

Cependant, les facteurs de risque et la population cible ne semblaient pas encore arrêtés au moment de la publication du *Programme national de santé publique 2003–2012*. Le document souligne seulement que « les principales mesures multifactorielles visées par cette activité touchent l'état de santé et la capacité physique – par exemple, l'équilibre et la force musculaire –, les comportements – par exemple, la consommation de médicaments et la prise de risque – et l'environnement – par exemple, le domicile et le milieu extérieur » (MSSS, 2003, p. 51).

Le Groupe de travail provincial en prévention des chutes chez les aînés vivant à domicile a été mis en place en décembre 2001 par la Direction générale de la santé publique du MSSS et dissous en janvier 2005, au terme de son mandat. Les membres de ce nouveau groupe de travail ont été « mis à contribution pour la validation des cibles d'intervention du PNSP » (MSSS, 2004, p. 1). Le mandat qui lui avait été confié était cependant de fournir des propositions pour rendre opérationnelles, c'est-à-dire traduites en actions concrètes les intentions exprimées un an plus tôt, en l'occurrence en novembre 2002, dans le *Programme national de santé publique 2003–2012*. Le groupe a produit un cadre de référence intitulé *La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile* dans

lequel les spécialistes ont déclaré avoir « recens[é] et analys[é] les études les plus récentes sur les facteurs de risque et leur niveau de preuve ainsi que les interventions efficaces » (MSSS, 2004, p. 2).

C'est dans ce nouveau document rendu public en novembre 2004 que la population visée par l'intervention multifactorielle personnalisée a été formellement décrite, à savoir « les personnes de 65 ans ou plus, frêles ou en perte d'autonomie, admises aux services de soutien à domicile ou en unité d'évaluation gériatrique » (MSSS, 2004, p. 17). C'est également là qu'apparaît pour la première fois la notion des facteurs de risque dits *essentiels* et *complémentaires* (MSSS, 2004, p. 17) sur lesquels agir de même que la proposition d'outils pour les évaluer. On apprend, en parcourant le document de nature pragmatique, qu'il s'adresse aux gestionnaires et aux intervenants du réseau de la santé des paliers local et régional et qu'il vise à favoriser la mise en place d'interventions de prévention des chutes prédéfinies (MSSS, 2004, p. 2).

Bégin et Boudreault (2007), lors d'une conférence tenue aux Journées annuelles de santé publique de 2007, ont résumé le processus de traduction du savoir en action de santé publique. Selon eux, la recherche du savoir des années 1980 a mis en lumière plus de 400 variables associées aux chutes. Le travail de synthèse des deux protagonistes par l'organisation de l'information en fonction de la matrice de Haddon⁷ a permis de réduire leur nombre à 35. Ultimement, seulement sept facteurs « génériques » ont été retenus dans les recommandations ministérielles se rapportant au dépistage sélectif des facteurs de risque de chutes chez les aînés inscrits au soutien à domicile. Au final, ces sept facteurs ont été classés en facteurs dits *essentiels* et *complémentaires* sur la base de la prétendue qualité de la preuve. Il existerait dans le cas des premiers « un lien démontré entre le facteur de risque et la chute ainsi que des interventions efficaces pour modifier ce facteur de risque isolément ou dans le cadre d'interventions multifactorielles ». Dans le cas des autres facteurs par contre, bien qu'il existe un lien avec le risque de chute, le niveau de preuve serait moins élevé (Bégin,

⁷ La matrice Haddon est composée de deux axes. Le premier fait état de trois types de facteurs de risque : 1) les facteurs humains, qu'ils soient intrinsèques et comportementaux; 2) les facteurs liés à l'environnement physique et technologique; 3) les facteurs liés à l'environnement social, économique et législatif. Le second axe renvoie aux trois phases de la survenue des blessures : 1) celle qui précède l'événement, reliée au risque de chutes; 2) celle de l'instant où survient l'événement, reliée au risque de traumatismes; 3) celle qui suit l'événement, reliée au risque de séquelles et d'aggravation des traumatismes.

Boudreault et Sergerie, 2009; MSSS, 2004; Réseau francophone de prévention des traumatismes et de promotion de la sécurité, 2005). Les trois facteurs essentiels proposés par le cadre de référence ministériel sont :

- les capacités motrices (ou marche et équilibre);
- les médicaments;
- l'environnement domiciliaire.

Les quatre facteurs complémentaires sont :

- la malnutrition (ou dénutrition);
- l'hypotension orthostatique;
- les déficits ou troubles de la vision;
- la consommation d'alcool.

Ce bref rappel historique fait ressortir que le critère d'efficacité de l'intervention multifactorielle personnalisée de prévention de type clinique représentait essentiellement le point de départ de cette longue démarche. Les artisans du programme aspiraient non seulement à prévenir les chutes des aînés, mais globalement à « améliorer leur autonomie actuelle, ou à tout le moins de la maintenir, en contrant les problèmes avant qu'ils s'aggravent ou qu'ils deviennent chroniques » (MSSS, 2004, p. 16). Un retour au matériel de base ayant servi à élaborer le Programme national de santé publique confirme que ces activités sont fondées sur des données probantes provenant d'évaluations menées selon les règles de l'art⁸. La synthèse systématique de type méta-analyse d'essais cliniques de Gillespie et de ses collaborateurs (2003), établie à partir de la base de données de médecine factuelle de la Librairie Cochrane, et de celle de Chang et de son équipe (2004), cautionnent cette opinion sur les interventions qui touchent à l'équilibre et la force musculaire, la consommation de médicaments psychotropes et les risques de l'environnement domiciliaire. Ce type d'intervention fait partie d'une approche globale en prévention des chutes qui intègre l'identification des personnes à risque, l'évaluation des risques et, enfin, la correction des risques (Feder et coll., 2000;

⁸ Information communiquée par Marthe Hamel, alors coordonnatrice du projet d'élaboration du *Programme national de santé publique 2003–2012* (MSSS, 2003) de la Direction générale de la santé publique au Ministère.

Gardner, Robertson et Campbell, 2000; Gillespie et coll., 2000; 2009). Une synthèse systématique de type méta-analyse d'essais cliniques randomisés et quasi randomisés parue après la publication du Programme national de santé publique 2003–2012 (Gates et coll., 2008) a par ailleurs conclu à la faiblesse des preuves de l'efficacité de programmes multifactoriels de prévention des chutes chez des personnes âgées non hospitalisées ou institutionnalisées. Les auteurs mentionnent cependant la possibilité que ces interventions réduisent le taux de chute sans affecter le nombre de chuteurs, possibilité qui devra être déterminée par de futures études.

Le cadre de référence *La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile* (MSSS, 2004) se présente plutôt sous la forme d'une synthèse narrative traditionnelle dans laquelle les auteurs semblent se limiter à résumer l'information sur les facteurs de risque de chutes rapportée par les auteurs des articles originaux consultés. On ne retrouve aucun indice de recours à une stratégie diligente, formelle et transparente dans leur processus de sélection et d'admissibilité des articles ni d'analyse critique de la qualité méthodologique des études retenues. La démonstration du niveau de preuve des facteurs de risque les plus prédictifs de chute et la manière de les évaluer n'a pour ainsi dire pas été établie de façon satisfaisante et l'analyse faite ne permet pas d'obtenir des conclusions absolues.

Une analyse plus rigoureuse sur le plan méthodologique aurait minimisé les risques de biais et amélioré l'objectivité des conclusions formulées. Leur analyse quelque peu subjective est au contraire sujette à des biais ou à des faiblesses telles l'exclusion d'études pertinentes, l'inclusion sélective d'études qui soutiennent l'opinion des auteurs, l'insertion d'études inadéquates ou dont la qualité méthodologique est faible, la présentation de conclusions non basées sur une méthode explicite et l'absence d'évaluation standardisée de la qualité méthodologique des études. Un travail qui aurait répondu à des exigences méthodologiques appropriées, bien définies et explicitement rapportées aurait certes produit un niveau de preuve scientifique plus convainquant.

Il y a preuve scientifique lorsqu'il est possible d'établir un lien entre une exposition (un facteur de risque ou une intervention) et un événement de santé d'intérêt, après avoir éliminé la possibilité que le résultat soit le fruit du hasard ou de la malchance, de biais ou des erreurs systématiques dans la sélection des sujets ou le mode d'obtention des informations,

ainsi que de phénomènes de confusion ou de différences entre les groupes qui pourraient avoir affecté le risque de voir apparaître la conséquence étudiée. La force de la preuve varie également en fonction du type et du nombre d'études qui confirment un résultat. Lorsqu'elles existent, les études caractérisées par une bonne qualité méthodologique et conceptuelle, telles que les revues systématiques, les méta-analyses et les essais contrôlés randomisés, constituent le critère de choix (Hennekens, Buring et Mayrent, 1998)

Or, l'analyse faite en appui des orientations ministérielles repose sur un nombre restreint d'études scientifiques originales, souvent de type cas-témoins, dont le risque important qu'elles comportent des biais contraint à une prudence certaine. La qualité méthodologique rapportée en faveur des outils de dépistage concerne plus souvent qu'autrement un autre critère que les chutes. Une bonne partie de l'argumentation n'est aucunement reliée à la valeur prédictive des facteurs de risque de chutes et ressemble plus à une tentative de diversion et de persuasion d'un lectorat profane. Les facteurs *consommation d'alcool* et *malnutrition* sont plus particulièrement dénués de toute ressemblance de preuves.

Dans la présente thèse, nous n'avons cependant pas cherché à effectuer notre propre synthèse systématique sur les facteurs de risque de chutes puisque plusieurs groupes de chercheurs s'y sont consacrés ces dernières années (Gates et coll., 2008; Gama et Gómez-Conesa, 2008; Hartikainen, Lönnroos et Louhivuori, 2007; Morris, 2007; Muir et coll., 2009; Tinetti et Kumar, 2010; Woolcott et coll., 2009). Nous avons surtout visé à tester la valeur prédictive d'une gamme de facteurs de risque de chutes dont l'utilisation a été imposée aux CSSS du Québec par le MSSS.

2 Fondements statistiques des méthodes d'étude des chutes

Ce chapitre examine les fondements statistiques des méthodes utilisées dans les études sur les chutes, expose les notions de covariables dépendantes du temps et de récurrence des événements, et analyse les méthodes statistiques courantes qui ont recours à ces notions.

2.1 Définition de concepts clés

Dans le but de faciliter la compréhension du texte de cette section, il importe au préalable de faire un rappel de quelques concepts clés (Last, 2004).

En épidémiologie, la notion de risque réfère à la probabilité de survenue d'un événement, généralement défavorable, au cours d'une période donnée dans une population définie. Dans le cadre d'une étude de cohorte, le risque est appelé *incidence* et quantifie le nombre d'événements nouveaux survenus, en un temps donné, dans une population d'individus soumis au risque. L'incidence comporte deux mesures distinctes : l'incidence cumulative et le taux d'incidence.

L'*incidence cumulative* est définie par rapport au nombre d'individus à risque au début de la période. L'incidence cumulative, exprimée en pourcentage, permet d'estimer la probabilité ou risque, pour un individu, qu'il fasse l'expérience d'un événement lié à la santé au cours d'une période de temps donné. Son calcul suppose que tous les individus de la cohorte à risque ont été observés pour la période déterminée, c'est-à-dire qu'il n'y a eu aucun retrait autre que ceux attribuables à l'événement considéré. Souvent, cependant, les participants peuvent joindre l'étude à des moments différents et certains peuvent être perdus de vue au cours de la période de suivi. Le taux d'incidence permet de tenir compte de la durée variable des périodes de suivi.

Le *taux d'incidence* représente, comme toute mesure d'incidence, le nombre de nouveaux cas survenus au cours d'une période donnée, mais s'exprime, et c'est ce qui le distingue, par rapport au nombre de personne-temps. Le concept de *personne-temps* correspond à la somme des durées d'exposition à risque de chaque individu ou la somme des périodes d'exposition de chaque sujet durant sa période d'observation avant l'apparition de l'événement d'intérêt.

2.2 Méthodes élémentaires pour l'étude des chutes et récurrence des événements

On se sert de différentes méthodes pour étudier les facteurs de risque de chutes récurrentes. Les chutes représentent une distribution asymétrique de probabilité dite *discrète*, qui se caractérise par une grande proportion de valeurs égales à zéro avec les valeurs restantes étant fortement inclinées vers la droite. Leur analyse est compliquée par la corrélation intrasujet. En d'autres mots, la survenue d'un événement influe sur le risque de survenue du prochain événement. Le fait de ne pas tenir compte de cette corrélation dans les données résulte en une sous-estimation de la variance ordinaire, ce qui se traduit par des intervalles de confiance trop étroits et des tests de signification favorisant outre mesure le rejet de l'hypothèse nulle (Glynn et Buring, 2001; Goodman et coll., 2001; Moulton et Dibley, 1997; Ullah, Finch et Day, 2010). Un tel test, qui rejette trop facilement l'hypothèse nulle, est dit « libéral ».

La figure 2 présente un résumé des méthodes analysées dans la présente thèse. Une méthode élémentaire pour l'étude du phénomène des chutes chez les personnes âgées consiste à indiquer tout simplement la proportion des personnes ayant fait une chute (les sujets qui sont tombés au moins une fois durant une période définie arbitrairement) ou le temps écoulé jusqu'à la première chute (Robertson, Campbell et Herbison, 2005). Ces variables dépendantes sont analysées respectivement par la régression logistique et la régression de Cox ordinaire. Dans un cas comme dans l'autre, on fait l'économie de l'hypothèse fondamentale de l'indépendance des événements. Il n'empêche que l'on pourrait utiliser plus efficacement toutes les données disponibles sur chaque individu (Muir et coll., 2010; Robertson, Campbell et Herbison, 2005; Wang et coll., 2002).

Les auteurs d'un article de premier plan affirment que l'étude du taux d'incidence de toutes les chutes doit être une priorité en matière de santé publique (Cumming, Kelsey et Nevitt, 1990), notamment en ce qui concerne les personnes âgées plus frêles (Hogan et coll., 2001). Le problème qui se pose est que certaines personnes sont plus prédisposées aux chutes récurrentes que d'autres; elles courent donc plus de risque de se blesser en tombant que les personnes qui feront une seule chute. Par ailleurs, le choix de la variable étudiée selon que l'accent est mis sur les personnes ayant fait une chute ou le taux d'incidence des chutes peut influencer sur la conclusion, à savoir si un facteur d'exposition particulier constitue un facteur de

risque (Donaldson et coll., 2008; Ullah, Finch et Day, 2010; Ray, Thapa et Gideon, 2002; van Walraven et coll., 2004). Les facteurs d'exposition fixes sont plus susceptibles d'être associés à la condition de « personne ayant fait une chute » que les facteurs d'exposition variables dans le temps (Cumming, Kelsey et Nevitt, 1990).

Figure 2 Représentation schématique des modèles statistiques utilisés pour l'étude des facteurs de risque de chutes

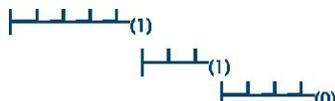
Sujet hypothétique faisant l'objet d'un suivi sur 12 jours et subissant une chute au 5^e et au 8^e jour. Supposons que (0) désigne l'absence de chute et (1), la survenue d'une chute; x_i représente un facteur de risque pour le sujet i , mesuré à la période t , et k_i , le nombre de chutes. Donc, le risque de base est représenté par $\lambda_0(t)$, le risque de chute pour le sujet i , par λ_i et le risque d'une k chute chez le même sujet, par λ_k . La mesure personne-temps, pt_i , est la durée de l'exposition au risque pour le sujet i , $\beta \cdot x$, la taille de l'effet du facteur x , et p , la probabilité de survenue d'un événement chez les sujets exposés, e , et les sujets non exposés, u .

Régression de Cox ordinaire. Un enregistrement unique couvre la période allant de l'entrée dans le projet jusqu'au moment de la première chute et exclut toute information subséquente. Pour les personnes qui n'ont fait aucune chute, on impute la durée totale du suivi. La variable dépendante est le temps écoulé jusqu'à la première chute.



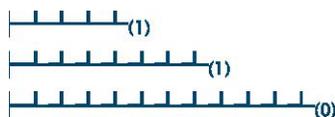
$$\log \left(\frac{\lambda_i(t)}{\lambda_0(t)} \right) = \beta \cdot x_i(t)$$

Régression de Cox de Andersen-Gill. Trois enregistrements couvrent la période allant de l'entrée dans le projet jusqu'à la première chute, celle allant de la première chute à la seconde chute, et celle allant de la dernière chute à la fin du suivi, cette dernière période ne comportant aucune chute. La variable dépendante est le temps écoulé jusqu'à chaque chute.



$$\log \left(\frac{\lambda_i(t | x_i(t))}{\lambda_0(t)} \right) = \beta \cdot x_i(t)$$

Régression marginale de Wei, Lin et Weissfeld. Trois enregistrements. Chaque période durant laquelle survient une chute, ainsi que la dernière période, où il y a absence de chute, constitue une strate indépendante et la durée totale est mesurée à partir de l'entrée dans le projet. La variable dépendante est le temps écoulé jusqu'à chaque chute.



$$\log \left(\frac{\lambda_{ik}(t | x_{ik}(t))}{\lambda_{0k}(t)} \right) = \beta_k \cdot x_{ik}(t)$$

Régression binomiale négative. Un enregistrement unique couvre la période allant de l'entrée dans le projet jusqu'à la fin du suivi et indique simplement le nombre total de chutes et la durée du suivi pour chaque sujet. La variable dépendante est le nombre de chutes.



$$\log \left(\frac{k_i}{pt_i} \right) = \beta_0 + \beta \cdot x_i$$

Régression logistique. Un enregistrement unique, qui fait abstraction de la durée du suivi et des chutes récurrentes pour chaque sujet. La variable dépendante binaire est la condition de personne ayant fait une chute



$$\log \left(\frac{\frac{p_e}{1-p_e}}{\frac{p_u}{1-p_u}} \right) = \beta \cdot x_i$$

D'autres méthodes ont été proposées pour résoudre la question des événements récurrents. Parmi celles-là, notons la régression binomiale négative, des extensions du modèle des risques proportionnels de Cox et une version modifiée de la régression logistique.

2.3 Régression binomiale négative

Dans le cas de la régression binomiale négative, la variable dépendante est le nombre d'événements, pour un individu, ajusté en fonction de la période de suivi, c'est-à-dire le nombre de chutes subies par une personne, divisé par la durée du suivi (Figure 2) (Mahé et Chevret, 1999; Glynn et Buring, 1996; Ullah, Finch et Day, 2010). Comme la distribution binomiale négative compte un paramètre de plus que la distribution de Poisson, elle se concilie naturellement avec la surdispersion (c'est-à-dire le phénomène selon lequel la variance est supérieure à la moyenne) (Robertson, Campbell et Herbison, 2005; Ullah, Finch et Day, 2010). Cette méthode est donc robuste pour les données qui présentent des rapports de dépendance et appropriée pour les événements récurrents et fréquents.

Une des difficultés qui se pose avec l'utilisation du nombre d'événements est que l'on doit supposer invariable dans le temps la probabilité de survenue d'un événement pour un participant. Afin d'illustrer de façon éloquentte cette difficulté, considérons un nombre d'événements identique chez trois participants, qui sont suivis sur une période de trois ans et ont fait chacun trois chutes. Le premier participant est tombé une fois chaque année, le deuxième, trois fois dans la première année et le troisième, trois fois dans la dernière année. La variable étudiée fait abstraction du moment où surviennent les événements (Robertson, Campbell et Herbison, 2005). Par conséquent, la modélisation du nombre d'événements par la régression binomiale négative n'est peut-être pas la méthode la plus appropriée lorsque la valeur de covariables importantes ou la probabilité de survenue d'un événement varie dans le temps (Moulton et Dibley, 1997).

Il est plus efficace et plus juste de modéliser la durée des intervalles entre les événements à l'aide des méthodes d'analyse du temps écoulé jusqu'à un événement (Wang et coll., 2002). Au lieu de se centrer sur le nombre de cas, les méthodes de ce type considèrent le temps écoulé entre les chutes. Si le taux d'incidence est élevé, les intervalles entre les événements seront courts, et vice-versa (Moulton et Dibley, 1997).

2.4 Extensions du modèle de Cox et covariables dépendantes du temps

Ordinairement, les facteurs de risque mesurés dont nous cherchons à évaluer les effets sont des variables fixées, qui ont été définies au moment de l'examen initial (Desquilbet et Meyer, 2005). Ces facteurs représentent les caractères intrinsèques du sujet (p. ex., le sexe), les expositions aux risques antérieures (p. ex., les chutes antérieures) ou les risques présents au départ (p. ex., l'usage de médicaments). On ne tient pas compte des risques qui peuvent surgir en cours de route ou qui varient dans le temps. Parmi les facteurs d'exposition précédant de peu une chute et qui peuvent être à l'origine de celle-ci, notons les dangers de l'environnement domiciliaire et la consommation d'alcool et de médicaments. Un avantage notable de la méthode d'analyse du temps écoulé jusqu'à un événement est sa capacité d'intégrer les covariables dépendantes du temps (Moulton et Dibley, 1997).

Les modèles de risques comprennent le processus de comptage d'Andersen et Gill (1982) (ci-après désignés AG), le modèle conditionnel de Prentice, Williams et Peterson (1981) (PWP) et le modèle marginal de Wei, Lin et Weissfeld (1989) (WLW). Aucune de ces méthodes ne modélise explicitement la structure de dépendance entre les temps de survie. On recourt plutôt à des estimations robustes de la variance pour tenir compte de la corrélation des observations chez un même sujet; c'est ce que nous appelons les modèles de risques corrigés par un estimateur robuste de la variance (Cleves, 2002; Lin, 1994; Finkelstein, Schoenfeld et Stamenovic, 1997; Wei et Glidden, 1997).

2.4.1 Processus de comptage d'Andersen et Gill

On peut distinguer les modèles de risques en fonction de qui est inclus dans l'ensemble des personnes « exposées au risque » à chaque épisode (Cleves, 2002; Lancar, 1999). L'approche d'AG repose sur l'hypothèse stricte selon laquelle le risque d'un événement chez un sujet donné n'est aucunement déterminé par les événements antérieurs, à moins que l'on intègre dans le processus, en qualité de covariable dépendante du temps, un terme qui rende compte de cette influence (c'est-à-dire le nombre de chutes antérieures) (Moulton et Dibley, 1997; Goodman et coll., 2001). Autrement dit, les données sur un sujet ayant subi plus d'un événement peuvent être présentées comme les données relatives à plusieurs sujets, où chacun de ces sujets entre dans l'analyse avec un décalage et fait l'objet d'un suivi jusqu'au prochain événement (Figure 2). Ce modèle fait abstraction de l'ordre des événements, ce qui signifie

qu'on ne peut différencier les chutes entre elles, laissant ainsi chaque sujet « exposé » au risque d'un événement, pourvu que ce sujet fasse encore l'objet d'un suivi au moment où survient l'événement (Cleves, 2002; Finkelstein, Schoenfeld et Stamenovic, 1997; Goodman et coll., 2001; Lancar, 1999; Moulton et Dibley, 1997; Robertson, Campbell et Herbison, 2005; Wei et Glidden, 1997).

2.4.2 Modèle conditionnel de Prentice, Williams et Peterson

Le modèle de PWP repose sur l'hypothèse qu'un sujet n'est pas techniquement exposé au risque d'un événement ultérieur tant et aussi longtemps qu'il n'est pas reconnu comme ayant subi tous les événements antérieurs. Pour ce faire, on stratifie les données selon l'ordre des événements. En conséquence, l'ensemble des personnes exposées au risque au moment t pour le k^{e} événement se compose uniquement des sujets faisant l'objet de l'étude au moment t qui ont déjà subi $k-1$ événements (non illustré dans la Figure 2) (Cleves, 2002; Finkelstein, Schoenfeld et Stamenovic, 1997; Lancar, 1999; Wei et Glidden, 1997). Or, contrairement à ce que croient Gill et coll. (2009), Robertson (2001) affirme que l'hypothèse conditionnelle de l'ordre des événements n'est pas valable en ce qui concerne les chutes de personnes âgées. Afin d'illustrer les propos de cet auteur (recueillis dans une communication personnelle), supposons qu'une personne est tombée dans sa cuisine après avoir mis le pied dans une flaque d'eau, mais qu'elle ne s'est pas blessée, et que par la suite elle est tombée sur le trottoir à l'extérieur et s'est fracturée la hanche. Cette personne est réputée exposée au risque de chute dès le début de la période de suivi. Il est donc faux d'affirmer que la période d'exposition au risque pour ce qui est de la seconde chute ne débute qu'après la survenue de la première chute.

2.4.3 Modèle marginal de Wei, Lin et Weissfeld

Selon le modèle marginal de WLW, l'ensemble des personnes exposées au risque comprend tous les patients faisant l'objet de l'étude qui n'ont pas encore subi le k^{e} événement. La période d'exposition au risque pour chaque événement débute en même temps que la période de suivi pour chaque sujet. En outre, chaque sujet est réputé exposé au risque pour tous les événements, peu importe le nombre d'événements qu'il a réellement subis. Le modèle de WLW n'impose pas de structure de dépendance entre les temps de survie qui sont liés. Il fait donc abstraction de l'ordre des événements, mais tient compte des événements antérieurs

en classant chaque épisode dans une strate indépendante (Figure 2) (Cleves, 2002; Finkelstein, Schoenfeld et Stamenovic, 1997; Goodman et coll., 2001; Lancar, 1999; Mahé et Chevret, 1999; Robertson, Campbell et Herbison, 2005; Wei et Glidden, 1997).

2.5 Version modifiée de la régression logistique

L'analyse de régression logistique est la méthode la plus couramment utilisée en recherche épidémiologique. D'Agostino et ses collaborateurs (1990) montrent que la régression logistique groupée est semblable à une régression de Cox avec covariables dépendantes du temps. C'est ce qui rend la méthode intéressante lorsqu'il s'agit d'évaluer le rapport entre les facteurs de risque et le développement d'une maladie. O'Loughlin (1991) a eu recours à cette méthode dans une étude sur les chutes. L'utilisation de cette variante de la régression logistique est bien fondée théoriquement lorsque les intervalles entre les évaluations des facteurs de risque sont courts, que la probabilité de survenue d'un événement dans un intervalle est faible, et que l'ordonnée à l'origine du modèle de régression logistique groupée est la même pour tous les intervalles (D'Agostino et coll., 1990). Les critères statistiques et la structure des données définis pour la régression logistique groupée sont très comparables à ceux établis pour le modèle d'AG. On pose comme hypothèse que chacune des périodes de suivi d'un sujet unique représente les périodes de suivi de plusieurs sujets. La méthode regroupe les sujets exposés au risque et les événements qui se sont produits à chaque période. Pour tester cette hypothèse, on définit comme variable catégorielle le numéro de l'entrevue de suivi. De même, on tient compte du lien de dépendance entre les chutes chez une même personne en considérant la survenue de chutes antérieures comme une variable explicative (O'Loughlin et coll., 1993).

Toutefois, la variable étudiée, ainsi que la structure des observations des périodes diffèrent d'une méthode à l'autre. En effet, le modèle d'AG définit les intervalles de temps en fonction de la date précise des événements. Par exemple, le premier intervalle est la période qui s'étend de la date d'entrée dans l'échantillon observé jusqu'à la survenue de l'événement; le deuxième intervalle est la période qui s'étend entre le premier événement et l'événement suivant, et ainsi de suite (Figure 2) (Cleves, 2002). *A contrario*, la régression logistique utilise des dates fixes établies par le chercheur. Par exemple, on effectue un contrôle chaque mois à la même date pour faire une mise à jour des facteurs de risque et recueillir de l'information sur

les chutes survenues au cours de la période d'observation (non illustré dans la Figure 2) (O'Loughlin, 1991; O'Loughlin et coll., 1993).

L'analyse ci-dessus est fondamentalement une étude des personnes ayant fait une chute, par opposition à celles qui n'en ont pas fait, sur de courtes périodes successives. Même si, dans l'ensemble, l'analyse prévoit la possibilité qu'un sujet subisse plus d'un événement, elle laisse de côté toutes les chutes additionnelles qui peuvent survenir dans un même intervalle. Il semble évident que si l'on considère que, pour une même période (un mois en l'occurrence), trois chutes sont l'équivalent d'une seule, on « sacrifie » l'information qui traduit l'intensité des phénomènes à court terme.

2.6 Choix d'une méthode pour l'étude des chutes

Le choix de l'un ou l'autre de ces modèles doit être fondé sur des *a priori* concernant le type de rapports qui existent entre les covariables et le risque de chutes. La régression binomiale négative, la régression d'AG et la régression logistique groupée n'établissent pas une distinction entre les divers événements qui se succèdent, ce qui limite le risque de base; en outre, les coefficients de régression ne varient pas selon l'ordre de récurrence. Il est largement reconnu que l'existence de chutes antérieures est un prédicteur des chutes à venir (Gates et coll., 2008; Gama et Gómez-Conesa, 2008; Hartikainen, Lönnroos et Louhivuori, 2007; Morris, 2007; Muir et coll., 2009; Tinetti et Kumar, 2010; Woolcott et coll., 2009).

Nous pourrions nous attendre à ce que la cause profonde d'une première chute diffère dans bien des cas de celles des chutes subséquentes. Les prédicteurs de la chute qui survient accidentellement peuvent être différents de ceux des chutes récurrentes liées à la condition physique de la personne (Fletcher et Hirdes, 2002a; Nevitt et coll., 1989), d'où le fait que les chercheurs et les praticiens voudraient connaître non seulement l'effet global des covariables sur le risque d'épisodes multiples confondus, mais aussi l'effet de chacune des variables indépendantes sur le risque de survenue d'un premier événement, d'un deuxième événement, *etc.* Contrairement à la méthode de WLW, la régression binomiale, la régression d'AG et la régression logistique groupée ne nous éclairent pas sur ces questions.

Compte tenu de la structure des données à analyser et de la question étudiée, la méthode de WLW devrait se prêter mieux que d'autres à l'étude des facteurs de risque de chutes. Nous y reviendrons plus loin.

3 Objectifs de recherche et méthodologie

Ce chapitre résume les principaux aspects méthodologiques de l'étude. On y énonce d'abord les objectifs de la présente thèse. On y décrit ensuite les travaux préparatoires, la population à l'étude, le recrutement des participants, les considérations éthiques, la collecte des données, les instruments de mesure et le traitement statistique.

3.1 Objectifs de la recherche

Les travaux présentés dans cette thèse visent à tester la valeur prédictive⁹ d'une gamme de facteurs de risque de chutes proposés par le MSSS pour leur utilisation auprès de personnes âgées par les services de soutien à domicile des CSSS du Québec et à sensibiliser les chercheurs à certaines considérations épidémiologiques et statistiques dans l'étude des chutes et de leurs déterminants.

Le projet de thèse s'articule autour de quatre objectifs spécifiques :

- 1) Estimer la prévalence des facteurs de risque de chutes chez les aînés à l'examen initial, soit au moment de leur entrée dans l'étude;
- 2) Identifier de façon longitudinale les facteurs associés à l'augmentation du risque de chutes tout type confondu et de celles ayant nécessité un recours médical;
- 3) Comparer les résultats produits par différentes méthodes statistiques d'identification des facteurs de risque de chutes, selon que l'on tienne compte ou non des notions de covariables dépendantes du temps et de récurrence des événements;
- 4) Identifier des profils types d'aînés à haut risque de récurrence de chutes à court terme, à savoir au cours des six premiers mois de leur suivi.

Nous y déterminons les prédicteurs des chutes tels qu'ils puissent être mis en évidence dans des conditions d'intervention ordinaires. La recherche s'est en effet déroulée dans le milieu naturel et a fait participer directement les membres des équipes de soins qui ont à intégrer les activités de dépistage sélectif dans leurs mandats et leurs tâches. Les cinq facteurs de risque investigués portent sur l'alimentation, la démarche et l'équilibre, la consommation

⁹ La notion de validité prédictive associée à un facteur de risque repose sur la notion d'association statistique de deux variables.

de médicaments et d'alcool ainsi que sur les dangers de l'environnement domiciliaire. L'originalité du traitement des données réside dans l'utilisation de méthodologies statistiques innovantes pour l'étude des chutes. La disponibilité de données sur des facteurs de risque de chutes mesurés tous les six mois ainsi que sur la survenue des chutes documentée par relance téléphonique mensuelle a offert l'occasion inespérée de réaliser les études intégrées dans la présente thèse. Nous y examinons des méthodes plus conventionnelles en usage actuellement et nous en proposons de nouvelles.

3.2 Formation et période d'essai

Les travaux préparatoires à la mise en œuvre du projet ont principalement consisté en une sensibilisation des gestionnaires du secteur des soins à domicile ainsi qu'en une formation des intervenants spécialement dédiés au projet par leur établissement. La formation a été dispensée par des experts familiers avec les outils utilisés pour le dépistage. Une période d'essai de cinq mois, d'octobre 2001 à février 2002, a ensuite eu lieu auprès de 83 personnes âgées. Elle a permis d'apporter des ajustements à l'intervention et a ouvert la voie à l'implantation officielle du projet en mars 2002 (Bégin, 2002).

3.3 Sujets à l'étude, procédures de recrutement et considérations éthiques

Les sujets de 65 ans ou plus vivant à domicile ont été recrutés parmi les usagers des services de soutien à domicile, à l'exception de ceux des soins palliatifs, de l'un ou l'autre des six CLSC de la région de Lanaudière. Les participants pouvaient également provenir d'une résidence privée offrant des services à des occupants relativement autonomes ou en légère perte d'autonomie requérant moins d'une heure-soins par jour. Les pensionnaires des centres d'hébergement et de soins de longue durée (CHSLD) privés ou publics n'étaient pas admissibles.

Étaient exclues les personnes qui ne parlaient ni français ni anglais. D'après les données du recensement canadien de 2006, le français et l'anglais sont les langues habituellement parlées à la maison chez 98,6 % de la population lanauoise (Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 2009). Étaient également exclues les personnes présentant un problème d'autonomie fonctionnelle physique et cognitive prééminent. Il s'agissait de personnes incapables de se mouvoir sur une distance de six mètres, de celles qui

se déplaçaient en permanence en fauteuil roulant et de celles ayant obtenu une cote de -3 à l'un ou l'autre item de la section « Mobilité » (6 items) ou une cote de -2 ou -3 à un item de la section « Communication » (3 items) ou « Fonctions mentales » (5 items) du Système de mesure de l'autonomie fonctionnelle (SMAF) d'Hébert et de ses collaborateurs (Hébert, Carrier et Bilodeau, 1988a; 1988b).

Le recrutement des sujets s'est déroulé du 1^{er} mars 2002 au 31 juillet 2005 afin de constituer une cohorte ouverte. L'intervenant affecté au dossier d'un nouvel usager requérant des services de soutien à domicile déterminait son admissibilité et, le cas échéant, l'invitait à participer au projet. Un participant pouvait également être sélectionné parmi les clients déjà inscrits aux services de soutien à domicile de l'intervenant. Le dossier de ceux répondant favorablement était identifié au moyen d'une estampille spéciale et transmis au professionnel du CLSC spécialement dédié à la coordination du projet. Le projet était expliqué au client et une lettre de présentation lui était remise (Annexe I) en même temps que différentes brochures portant sur la prévention des chutes à domicile.

La participation était volontaire et révoquable en tout temps. Le consentement libre et éclairé de chaque participant a été obtenu. L'étude a reçu l'aval des autorités de chaque CLSC et a été réalisée en conformité avec les responsabilités légales dévolues aux CLSC, aux agences régionales et à leur directeur de santé publique. Tous les participants qui le souhaitaient ont bénéficié d'une intervention multifactorielle personnalisée comprenant l'identification de leurs facteurs de risque personnels et des facteurs environnementaux de leur domicile ainsi qu'un plan d'intervention individualisé. Ce dernier incluait, selon le cas, l'éducation au risque, un programme d'exercice, la révision de la médication, l'évaluation de l'alimentation et de la consommation d'alcool conjuguée à du counseling, l'orientation vers des professionnels qualifiés ainsi que des suggestions de modifications du domicile. Ces dernières pouvaient être assorties d'une compensation financière permettant de les réaliser. Le plan individualisé de soins a été mis à jour tous les six mois, du début à la fin de la participation. Un usager non éligible au projet ou ayant signifié son refus d'y participer continuait de recevoir les services réguliers de soutien à domicile auxquels il avait droit.

Une procédure de transmission des renseignements anonymisés des CLSC à la Direction de santé publique et d'évaluation de Lanaudière a été établie afin de protéger la

confidentialité des participants. La transmission était faite par l'entremise d'un télécopieur réservé spécifiquement au projet et dont l'accès était réservé à la technicienne en recherche en charge de la saisie des données.

3.4 Collecte de données et instruments de mesure

Le recrutement des sujets et la collecte des données nécessaires à la réalisation de la thèse ont été effectués par le personnel soignant des CSSS dans le cadre de leurs activités habituelles de soins à domicile offerts aux patients. Le doctorant n'a aucunement été impliqué à cet égard.

Un thérapeute qualifié de la réadaptation physique se rendait au domicile des participants au début de la période d'observation, puis aux six mois, afin de procéder à une réévaluation du risque de chutes. Dans le cadre de l'étude, une chute était définie comme un événement à la suite duquel le sujet se retrouve involontairement au sol, au plancher ou sur d'autres surfaces plus basses (par exemple l'escalier). La personne avait pu s'affaisser au sol, tomber par terre, trébucher dans l'escalier, glisser ou perdre l'équilibre, ou se heurter contre un objet. La chute pouvait avoir lieu à l'intérieur ou à l'extérieur de la maison, mais était exclue celle liée à la pratique d'un sport (O'Loughlin et coll., 1993). On demandait aux participants s'ils avaient fait une ou plusieurs chutes dans les trois mois ayant précédé l'entrevue initiale (formulaire « Histoire de chutes antérieures », Annexe II), et on vérifiait par la suite s'ils avaient fait d'autres chutes par une relance téléphonique mensuelle. Pour l'aider à se remémorer ces événements, le participant était invité à consulter pendant l'entrevue de suivi le calendrier qui lui avait préalablement été remis et dans lequel il devait noter la date, le lieu et le contexte des chutes (Annexe III). L'intervenant colligeait l'information dans un « Registre des chutes » (Annexe IV).

Des outils de dépistage standardisés ont été utilisés pour chacun des facteurs de risque ciblés. En règle générale, une valeur élevée pour ces différents facteurs indique un risque accru, sauf dans le cas de l'échelle de Berg, où c'est le contraire (Tableau 1). Certains des outils présentés ci-dessous ont déjà fait l'objet d'une étude de leurs qualités métrologiques dont les résultats sont présentés dans les pages qui suivent. Ils produisent dans l'ensemble des résultats de fidélité et de validité reconnus et satisfaisants. Des questions ont été tirées de

questionnaires d'enquêtes canadiennes ou québécoises largement validés. Par *validité*, nous référons à la clarté des questions, à la conformité entre les réponses et l'intention de la question ainsi qu'à l'influence des opérations de collecte et de saisie sur la qualité des données.

Tableau 1 Facteurs de risque et variables indépendantes considérés dans l'étude

Variables ¹	Valeurs
Variables sociodémographiques	
Âge	Année
Sexe	Homme, femme
Histoire de chutes antérieures	
Chutes au cours des trois mois précédant l'examen initial	0,1, ≥ 2
Apport nutritionnel	
Indice de masse corporelle	Kg/m ²
Questionnaire de Payette	Score sur 13
Équilibre et motricité	
Échelle de Berg	Score sur 56
Test Timed Up and Go	Nombre de secondes
Médication	
Médicaments prescrits	Nombre de médicaments différents par jour
Benzodiazépines	Oui, non
Consommation d'alcool	
Consommation au cours des six derniers mois	Ne consomme pas; moins de 4 fois par mois; de 1 à 6 fois par semaine; quotidiennement
Consommation au cours des sept derniers jours	Oui, non
Environnement domiciliaire	
Type de résidence	Unifamiliale, logement, appartement, résidence privée pour personnes âgées, autres
Risques environnementaux du domicile ²	Nombre d'éléments comportant des risques (score sur 37); présence ou non de risques dans différentes pièces et aires

¹ Les facteurs de risque ont été mesurés à l'entrée des participants dans l'étude et tous les six mois par la suite.

² Voir l'annexe IX pour la liste des éléments.

Les données recueillies dans le cadre de l'étude ont été systématiquement validées dès leur réception par une technicienne en recherche attirée au projet. Toute information incongrue était vérifiée en joignant par téléphone le professionnel dédié du CLSC concerné. Un système d'assurance et de contrôle a de plus expressément été incorporé à l'étude de façon à permettre le respect des critères de qualité et de précision préétablis. D'une part, la technicienne en recherche rappelait individuellement aux professionnels, au besoin et de façon

continue au cours du projet, les consignes à suivre eu égard à la collecte, à l'interprétation et à la codification de l'information. D'autre part, des rencontres de suivi avaient lieu régulièrement. Elles assuraient une concertation régionale entre les différents intervenants locaux et une coordination régionale du projet en vue d'en faciliter l'implantation et de donner une formation continue en matière de collecte de données.

La saisie des données a été réalisée par le Service de surveillance, recherche et évaluation de la Direction de santé publique et d'évaluation de l'Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, au moyen du logiciel Microsoft Access[®]. Des tableaux croisés de variables ont été produits afin de repérer et de corriger, le cas échéant, les réponses incohérentes résultant d'erreurs de codification ou de saisie.

3.4.1 Apports nutritionnels

L'identification des personnes à risque d'insuffisance d'apports énergétiques et nutritionnels de même que de celles nécessitant de l'aide pour améliorer leur alimentation et combler leurs besoins nutritionnels a été effectuée à l'aide d'un outil conçu pour le personnel des services d'aide à domicile auprès de personnes âgées en perte d'autonomie vivant dans la communauté (Laporte, Villalon et Payette, 2001; Laporte et coll., 2001; Payette, non daté; Payette, Guigoz et Vellas, 1999). L'outil comprenait neuf questions posées à la personne âgée et le calcul de l'indice de masse corporelle (IMC). L'IMC est calculé comme le rapport du poids de l'individu sur le carré de sa taille, exprimé en kg/m^2 . Le participant déclarait son poids corporel, tandis que l'on mesurait sa taille au moyen d'une équerre et d'un mètre à ruban. L'instrument et les documents qui s'y rapportent sont présentés à l'annexe V.

L'outil de dépistage identifie le niveau de risque nutritionnel des personnes sur la base du calcul d'un score global sur une échelle graduée de 13 points : faible (0-2), modéré (3-5) ou élevé (6-13). La validité du critère (validité concomitante) de l'outil a été évaluée par rapport aux évaluations nutritionnelles approfondies effectuées par une diététiste. La sensibilité de l'instrument est de 78 %, sa spécificité, de 77 % et sa précision¹⁰, de 69 %. La fidélité

¹⁰ La précision réfère au pourcentage de sujets qui sont bien classés par le test, soit le total des vrais positifs et des vrais négatifs divisé par le nombre de sujets.

intrajuge révèle un coefficient de corrélation intraclasse (CCI) de 0,87, alors que la fidélité interjuges égale 0,84 (Laporte, Villalon et Payette, 2001; Laporte et coll., 2001).

3.4.2 Équilibre et motricité

La démarche, l'équilibre et la mobilité ont été évalués au moyen de l'échelle de Berg (1989), qui est une adaptation du test de Tinetti, et du test Timed Up and Go (Podsiadlo et Richardson, 1991), qui est lui-même une adaptation de Podsiadlo et Richardson du test Get-up and Go (Annexe VI).

L'utilisation de l'échelle de Berg, constituée de 56 points, repose sur l'observation des aptitudes d'un sujet à exécuter une série de 14 mouvements courants de la vie quotidienne. Le système de cotation est une échelle à cinq niveaux (0 à 4), déterminés selon la qualité du mouvement et de la posture et du temps pris pour la réalisation de la tâche. Un score de 45 et plus détermine les sujets autonomes en ce qui concerne la marche sans aide mécanique. Un résultat compris entre 31 et 44 indique la nécessité d'utiliser un accessoire à la marche à l'extérieur ou pour les longues distances, alors qu'un résultat chutant entre 20 et 30 signifie qu'un accessoire est requis en tout temps.

Une étude de validité de construit a estimé le degré de concordance entre la mesure obtenue avec l'échelle de Berg et les concepts théoriques relatifs au phénomène étudié chez des victimes d'accident vasculaire cérébral. Les résultats montrent que l'échelle de Berg rend effectivement compte du changement dans le temps quant à l'équilibre lorsque celui-ci est mesuré simultanément au moyen de l'échelle de Barthel et de Fugl-Meyer. Les corrélations notées entre l'échelle de Berg et celle de Barthel varient de 0,80 à 0,94, et entre 0,62 à 0,94 pour celle de Fugl-Meyer. La validité concomitante démontre un degré de concordance parallèle qualifié de *mitigé à bon* entre la mesure de Berg et un certain nombre d'autres critères externes.

Par ailleurs, l'étude de fidélité montre d'excellents résultats à cet égard. Le coefficient de cohérence interne alpha de Cronbach atteint 0,96, alors que le CCI de fidélité intrajuge se chiffre à 0,99. Cette dernière valeur est identique au CCI de fidélité interjuges (Favier, 1999; Berg et coll., 1992a; 1992b; 1995).

Le test Timed Up and Go, quant à lui, chronomètre, en secondes, le temps qu'il faut à un sujet pour se déplacer et permet d'apprécier la façon dont il accomplit cette tâche. Il consiste à lui demander de se lever d'un siège, de marcher sur une distance de trois mètres, de faire demi-tour, de revenir à la chaise, de se retourner et de se rasseoir. Ce test permet de déterminer la mobilité des patients selon trois groupes : ceux qui réalisent le test en 20 secondes ou moins sont totalement indépendants; ceux qui le réalisent en plus de 20 secondes mais moins de 30 ont des aptitudes de mobilité incertaines; puis ceux qui prennent 30 secondes ou plus sont jugés dépendants physiquement pour l'ensemble des actes de la vie courante.

Les CCI pour la fidélité intrajuge et interjuges sont respectivement de 0,98 et 0,99. Les valeurs obtenues au test Timed Up and Go ont été comparées à celles d'autres outils pour en mesurer la validité concomitante. Les résultats indiquent une relation très étroite entre l'instrument et l'échelle de Berg, la vitesse de la démarche et la mesure de l'autonomie fonctionnelle de Barthel ($r = -0,81, -0,61$ et $-0,78$, respectivement) (Podsiadlo et Richardson, 1991). Lin et ses collaborateurs (2004) soulignent que, d'après leur expérimentation des propriétés psychométriques de divers instruments, le test de Tinetti surpasse le test Timed Up and Go, mais que tous deux présentent d'excellentes valeurs de fiabilité et de validité discriminante dans une population d'aînés à domicile. Leur capacité de réponse aux modifications des capacités d'accomplissement des tâches de la vie courante est cependant faible.

3.4.3 Médication

L'outil de collecte de données sur les médicaments et de dépistage de problèmes attribuables à leur consommation est inspiré de l'« Inventaire de la médication » développé par l'Agence de l'Estrie (2001) pour son programme « Personnes âgées en perte d'autonomie » (Bégin, Boudreault et Sergerie, 2007). L'outil est présenté à l'annexe VII.

Les données sur la consommation de benzodiazépines (oui/non) et la consommation quotidienne de médicaments prescrits (nombre) étaient relevées directement à partir des étiquettes des contenants fournis par les sujets de l'étude.

3.4.4 Consommation d'alcool

On a pu établir un historique détaillé de la consommation d'alcool grâce à un questionnaire mis au point par l'Institut de la statistique du Québec (Chevalier et Lemoine, 2000; Institut de la statistique du Québec, 2000). Le répondant devait indiquer s'il avait consommé des boissons alcoolisées au cours de la dernière semaine (oui/non) et s'il avait consommé régulièrement des boissons alcoolisées au cours des six derniers mois et à quelle fréquence (ne consomme pas; moins de quatre fois par mois; de une à six fois par semaine; quotidiennement).

Au sens du questionnaire, une consommation équivaut à 360 millilitres (12 onces) de bière, ou de 120 à 150 millilitres (de quatre à cinq onces) de vin, ou encore de 30 à 40 millilitres (d'une once à une once et demie) de spiritueux. La bière titrée à 0,5 % d'alcool était exclue du calcul des consommations. La version abrégée du questionnaire apparaît à l'annexe VIII.

Les questions portant sur la consommation d'alcool peuvent être embarrassantes pour certaines personnes. Aussi ont-elles été posées plus tardivement dans l'entrevue. Il est généralement reconnu que la fiabilité des questions servant à établir la consommation d'alcool est moindre pour les personnes dont la consommation est problématique (Seppä, Sillanaukee et Koivula, 1990; Webb et coll., 1991).

3.4.5 Environnement domiciliaire

Bien qu'il existe une multitude d'outils d'évaluation des facteurs de risque liés à l'environnement du domicile, aucun n'a fait l'objet d'une évaluation clinique de ses qualités métrologiques (Bégin, 2002). Dans le cadre de notre étude, nous avons retenu l'outil normalisé appelé « Environmental Assessment » (Gill et coll., 1999; Gill, Williams et Tinetti, 2000) pour procéder à l'évaluation environnementale du domicile. Il a été mis au point par Gill et ses collaborateurs, puis traduit et adapté par le Service de prévention et de promotion de la Direction de santé publique et d'évaluation de Lanaudière (Bégin, 2002). L'outil a été obtenu directement de Gill, en mai 2001, à la suite d'une communication personnelle. Cet instrument utilisé dans le cadre d'études réalisées aux États-Unis d'Amérique n'était pas reproduit dans les articles scientifiques publiés par l'auteur. Il a depuis été publié en français

(Réseau francophone de prévention des traumatismes et de promotion de la sécurité, 2005). Un exemplaire est joint à l'annexe IX.

Il consiste en une liste de 37 items qu'utilise le personnel clinique pour vérifier pièce par pièce les risques environnementaux de chute que comporte le domicile du répondant. Il s'agit, à notre connaissance, du premier emploi de cet outil dans sa version française. Les types de logement examinés étaient les suivants : maison unifamiliale, appartement, maison en rangée ou autres unités de logement à entrée unique, résidence privée pour personnes âgées et autres types de logement, dont maison de chambres.

3.5 Analyses statistiques

Des analyses descriptives conventionnelles ont permis de répondre à l'objectif 1 de la présente thèse, qui consistait, rappelons-le, à estimer la prévalence des facteurs de risque de chutes chez les aînés à leur entrée dans l'étude. Elles ont été effectuées au moyen du logiciel SPSS® 13.0 Deux grands types d'analyses statistiques ont ensuite été utilisés. Elles comprennent les techniques exécutées dans le but de déterminer les facteurs associés au risque de chutes (objectifs 2 et 3, articles 1 et 2) et celles opérées dans le but d'identifier des profils types d'aînés à haut risque de récurrence de chutes dans les six premiers mois de leur suivi (objectif 4, article 3).

3.5.1 Facteurs associés au risque de chutes

L'objectif 2 visait à identifier de façon longitudinale les facteurs associés à l'augmentation du risque de chutes, tous types confondus et de celles ayant nécessité un recours médical. L'objectif 3, quant à lui, se rapportait à la comparaison des résultats produits par différentes méthodes statistiques d'identification des facteurs de risque de chutes, selon que l'on tienne compte ou non des notions de covariables dépendantes du temps et de récurrence des événements. Les effets ajustés des caractéristiques des sujets sur la probabilité de chute ont été étudiés à l'aide de trois méthodes d'analyse de survie (régression de Cox classique, extension d'AG et extension de WLW), de la régression binomiale négative et de la régression logistique (Cleves, 2002; Allison, 1995).

Dans toutes les analyses de survie, la variable dépendante était le temps écoulé jusqu'à la chute (en jours) pour chaque participant faisant l'objet du suivi. Seuls les cas pour lesquels on disposait de données sur au moins un mois de suivi ont été inclus dans l'analyse. Les sujets ont été « censurés » dans l'une ou l'autre des éventualités suivantes : retrait volontaire (facultatif) après un suivi de 18 mois, fin de l'étude, abandon en cours de suivi pour un quelconque motif. Les chutes répétées sont considérées comme les manifestations du même type d'événements indifférenciables. Les facteurs de risque pris en considération dans les analyses ont été présentés au tableau 1. Les analyses de survie ont été effectuées tout d'abord avec les seules covariables de base, puis avec les covariables mises à jour. Les covariables de base comprennent l'âge, le sexe, le nombre de chutes dans les trois mois ayant précédé l'entrée dans le projet, le type de logement et l'indice de défavorisation. Quant aux covariables dépendantes du temps (IMC, risque nutritionnel, consommation d'alcool, dangers de l'environnement domiciliaire, démarche et équilibre, consommation de benzodiazépines et de médicaments divers), nous avons pris en compte la dernière mesure avant le moment de la chute (Desquilbet et Meyer, 2005). Dans le cas des personnes qui n'avaient pas fait de chute, nous nous sommes servis de la mesure de l'exposition au risque au milieu de la période de suivi. Nous avons donc testé l'hypothèse nulle que l'exposition mesurée durant le suivi n'est pas associée au risque de chute ultérieure (Desquilbet et Meyer, 2005). L'hypothèse des risques proportionnels était superflue dans la régression de Cox avec covariables dépendantes du temps, puisque les risques étaient liés au temps (Allison, 1995; Desquilbet et Meyer, 2005).

La méthode de WLW a permis de calculer le β commun et le β par événement pour les cinq premières chutes de chaque sujet, ainsi que le β commun pour l'ensemble des chutes rapportées. Le nombre de sujets exposés au risque pour une strate donnée, après une première chute, inclut tous les sujets qui ont subi une chute dans la strate précédente, moins ceux qui ont été « perdus » au cours du suivi; le nombre de sujets exposés au risque pour un groupe combiné donné comprend tous les sujets participant à l'étude dans toutes les strates, comme si chacun des sujets représentait dans chaque strate un sujet différent. On a examiné chaque modèle en tenant compte des strates du nombre de chutes antérieures, puis en en faisant abstraction, de sorte que les effets d'autres variables dignes d'intérêt ne soient pas éclipsés (Cumming, Kelsey et Nevitt, 1990; O'Loughlin et coll., 1993).

La variable dépendante dans la régression logistique était la condition des personnes ayant fait une chute (les sujets qui étaient tombés au moins une fois) dans une période de 12 mois. La variable dépendante dans la régression binomiale négative était le nombre de chutes. La régression binomiale négative et la régression logistique ont été exécutées avec la totalité des covariables de base. La figure 2 présentée antérieurement résume les méthodes statistiques utilisées. Nous avons vérifié l'hypothèse de la linéarité des relations pour les variables prédictives continues. Tous les modèles ont été ajustés au moyen d'un processus séquentiel visant à conserver le plus grand nombre de variables possibles, étant donné une valeur $p \leq 0,05$. Enfin, nous avons eu recours à des estimations robustes (« sandwich ») de la variance dans l'analyse de survie et dans la régression binomiale négative, afin de pallier la non-indépendance des événements récurrents, ici les chutes. Toutes les analyses de régression ont été effectuées au moyen du logiciel SAS[®] 9.1 : procédure « PROC PHREG » pour l'analyse de données de survie et procédure « GENMOD » pour la régression binomiale négative.

Le traitement des données sur les covariables dépendantes du temps et les événements récurrents nécessitent un formatage non standard. Le tableau 2 montre la structure de la base de données requise pour les analyses de survie avec le modèle de COX. L'organisation requise pour l'analyse des données au moyen de la régression d'Andersen-Gill y est illustrée pour les cinq premiers sujets.

Pour chaque sujet, le fichier compte un enregistrement par intervalle de suivi. Le fichier d'un sujet subissant un événement comportera deux enregistrements : la première couvrira la période de l'entrée du sujet dans l'étude jusqu'au moment de l'événement et la deuxième s'étendra du temps de l'événement à la fin du suivi de ce sujet.

Tableau 2 Structure de la base de données requise pour la régression de Cox d'Andersen-Gill et de Wei, Lin et Weissfeld

id	enregistrement	suivi total	temps0	temps fin	statut	cc_sexe	cc_âge	cd_Berg	ct_Berg	cd_benzo	ct_benzo
25	1	652	0	309	1	2	73	47	45	1	1
25	2	652	309	353	1	2	73	47	45	1	1
25	3	652	353	652	0	2	73	47	45	1	1
26	1	773	0	28	1	1	82	36	36	0	0
26	2	773	28	468	1	1	82	36	37	0	0
26	3	773	468	773	0	1	82	36	37	0	1
31	1	301	0	301	0	1	81	54	54	1	1
82	1	633	0	50	1	1	77	52	52	0	0
82	2	633	50	56	1	1	77	52	52	0	0
82	3	633	56	103	1	1	77	52	52	0	0
82	4	633	103	226	1	1	77	52	53	0	0
82	5	633	226	235	1	1	77	52	53	0	0
82	6	633	235	255	1	1	77	52	53	0	0
82	7	633	255	258	1	1	77	52	53	0	0
82	8	633	258	262	1	1	77	52	53	0	0
82	9	633	262	412	1	1	77	52	53	0	0
82	10	633	412	443	1	1	77	52	52	0	1
82	11	633	443	633	0	1	77	52	55	0	1
270	1	410	0	69	1	1	75	55	55	0	0
270	2	410	69	278	1	1	75	55	56	0	0
270	3	410	278	410	0	1	75	55	56	0	0
393	1	36	0	36	0	1	94	25	25	0	0

Dans l'exemple ci-dessus, le sujet #31 (la variable *id* est la variable relative à l'identifiant) n'a pas vécu de chute (*statut* = 0), de sorte qu'à ce sujet est associée une seule observation (*enregistrement* = 1) couvrant la période allant de l'entrée dans l'étude (*temps0* = 0) jusqu'à la fin de son suivi de 301 jours. Le sujet #25 (*id* = 25) a quant à lui fait l'objet d'un suivi sur 652 jours et a subi une chute au 309^e et au 353^e jour. Trois enregistrements couvrent donc la période allant de l'entrée dans le projet (*temps0* = 0) jusqu'à la première chute (*temps0* = 309; *statut* = 1), celle allant de la première chute (*temps0* = 309) à la seconde chute (*temps0* = 353; *statut* = 1), et celle allant de la dernière chute (*temps0* = 353) à la fin du suivi (*temps0* = 652), cette dernière période ne comportant aucune chute (*statut* = 0).

L'organisation requise pour l'analyse des données au moyen de la régression de Wei, Lin et Weissfeld est à peu de chose près similaire à celle de la régression d'Andersen–Gill. En essence, la méthode fait abstraction de l'ordre des événements et traite chaque événement dans

une strate distincte. Dans l'exemple, trois enregistrements couvrent la durée totale du suivi du sujet #25. Chaque période durant laquelle survient une chute, ainsi que la dernière période, où il y a absence de chute, constitue une strate indépendante et la durée totale est mesurée à partir de l'entrée dans le projet ($temps0 = 0$). Ainsi, le fichier de données initial illustré au tableau 2 ne serait modifié que pour fixer la variable $temps0$ à zéro (puisque le compteur repart toujours à zéro dans ce cas). La durée de suivi correspondant à chaque strate égale par conséquent à $temps\ fin$.

Les variables cc_sexe , $cc_âge$, cd_Berg , ct_Berg , cd_benzo et ct_benzo sont des variables d'exposition incluses dans le modèle. Le préfixe $cc_$ est utilisé pour les variables de contrôle fixes, $cd_$ pour les variables d'exposition mesurées à l'entrée du sujet dans l'étude et $ct_$ pour ces mêmes expositions considérées comme variables dépendantes du temps, c'est-à-dire mises à jour tous les six mois. Considérons le 1^{er} enregistrement du sujet #26 dans l'exemple ci-dessus. À ce temps de suivi (au 28^e jour), la mesure de l'échelle d'équilibre de Berg du sujet à risque (ct_Berg) équivaut à 36. Au 2^e enregistrement de ce même sujet #26, l'exposition mise à jour pour ct_Berg correspond à la plus proche valeur disponible précédant l'événement survenu à $temps\ fin = 468$ est 37, et ainsi de suite. Le lecteur comprendra que la configuration du fichier de données nécessite une conversion préalable des dates de survenue d'événements en délai de survie et l'attribution de l'exposition associée à l'événement en question.

3.5.2 Profils types d'ainés à haut risque de récurrence de chutes

L'objectif 4 de la thèse visait à identifier des profils types d'ainés à haut risque de récurrence de chutes à court terme, à savoir au cours des six premiers mois de leur suivi. Une analyse en deux étapes a été effectuée pour développer des profils de facteurs de risque pour la prédiction de la récurrence de chutes (Fletcher et Hirdes, 2002a). Les variables considérées dans les analyses statistiques étaient les caractéristiques des sujets et les facteurs de risque mesurés à leur entrée dans le projet. Elles sont résumées au tableau 1. Pour les fins de cette partie de l'étude, tout participant ayant rapporté au moins deux chutes en l'espace de six mois était réputé être un chuteur récurrent (Pluijm et coll., 2006; Stel et coll., 2003).

Nous avons tout d'abord effectué une analyse par arbre de classification et de régression en utilisant le logiciel SPSS AnswerTree[®] version 3.1.1. Un arbre de classification et de régression est une méthode d'exploration de données et de discrimination basée sur la construction d'un arbre de décision binaire. Il permet de mettre en relation un événement à expliquer – la récurrence de chutes dans notre cas – à un ensemble de variables explicatives continues ou catégorielles – les facteurs de risque. Un arbre se présente sous la forme d'un algorithme. L'ensemble des cas de départ est considéré comme la « racine » et chacun des groupes formés par les divisions subséquentes est considéré comme un « nœud ». À chaque division, les cas sont partitionnés en deux groupes au sein duquel les individus sont semblables sur le plan des facteurs de risque, mais entre lesquels la probabilité de devenir chuteurs récurrents diverge (Breiman et coll., 1984; Madigan et coll., 2006). Chaque individu « descend » l'arbre depuis la racine jusqu'à un nœud terminal unique, appelé « feuille ». Chaque feuille contient une fraction de l'échantillon original. Le trajet d'un individu dans l'arbre est déterminé par les valeurs de ses attributs : il dessine un profil de risque distinct. Une feuille, illustrée par un carré, se caractérise par le nombre de cas, les facteurs de risque qui la définissent ainsi que la valeur du risque de récurrence de chutes.

La construction proprement dite de l'arbre s'appuie sur une technique très élémentaire. La première étape consiste à tester successivement toutes les variables potentielles en considérant tous ses modes de divisions possibles et à choisir celle qui produit la meilleure division (c'est-à-dire qui maximise un critère donné). La meilleure division retenue est basée sur un critère statistique, appelé *coefficient de Gini*, qui caractérise le gain en pureté lors du passage du sommet à segmenter vers les feuilles produites par la segmentation.

L'étape suivante n'est que le renouvellement de la procédure décrite ci-dessus aux deux nœuds ainsi générés. Le processus de partitionnement est arrêté lorsqu'il n'y a plus de division admissible, c'est-à-dire lorsqu'aucune covariable ne permet une dichotomisation statistiquement significative ou lorsque l'effectif d'un sous-groupe atteint une taille minimale spécifiée (nœud parent de 25 sujets et nœud enfant de 15). Toute valeur de $p \leq 0,05$ a été considérée comme significative.

Nous avons ensuite effectué une analyse de Kaplan-Meier (Allison, 1995; Hosmer et Lemeshow, 1999) pour chaque groupe afin de comparer les risques de tomber dans le temps. Le temps de survie a été défini comme le temps au moment d'une deuxième chute survenue en moins de six mois. Les données sont censurées dans l'une ou l'autre des éventualités suivantes : survenue de la récurrence, retrait en cours de suivi pour un quelconque motif ou fin de la période de suivi. Le Test de Mantel-Cox (Log rank) a permis la comparaison deux à deux des courbes de survie cumulative pour toutes les paires possibles des nœuds terminaux identifiés. L'ampleur de l'erreur de type alpha a été contrôlée par la procédure de Bonferroni-Holm (Holm, 1979). Les analyses statistiques ont été effectuées au moyen du logiciel SPSS® 15.0.

4 Covariables dépendantes du temps et événements récurrents (article 1)

L'article reproduit ci-dessous avec la permission de l'éditeur est paru dans la revue *Chronic Diseases in Canada* sous la référence suivante :

Bernard-Simon Leclerc, Claude Bégin, Élizabeth Cadieux, Lise Goulet, Nicole Leduc, Marie-Jeanne Kergoat, Paule Lebel. Risk factors for falling among community-dwelling seniors using home-care services: An extended hazards model with time-dependent covariates and multiple events. *Chronic Diseases in Canada* 2008;28(4):111-120. La version éditée est jointe à l'annexe X.

4.1 Author's Affiliation

Bernard-Simon Leclerc (corresponding author), Claude Bégin and Élizabeth Cadieux : Direction de santé publique et d'évaluation, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 245, rue du Curé-Majeau, Joliette, QC, J6E 8S8.

Lise Goulet and Nicole Leduc : Groupe de recherche interdisciplinaire en santé, Université de Montréal, CP 6128, succursale Centre-ville, Montréal, Qc, H3C 3J7.

Marie-Jeanne Kergoat : Research Centre, Institut universitaire de gériatrie de Montréal, 4565, chemin Queen-Mary, Montréal, QC, H3W 1W5.

Paule Lebel : Centre d'expertise sur la santé des personnes âgées et des aidants, Institut universitaire de gériatrie de Montréal, 4565, chemin Queen-Mary, Montréal, QC, H3W 1W5.

4.2 Abstract

The identification of risk factors for falls in longitudinal studies becomes difficult because of exposures that change during the follow-up and also because individual subjects may experience an event more than once. These issues have been neglected and improper statistical techniques have been used. The typical approaches have been to report the proportion of fallers or the time to first fall. Both avoid the underlying assumption of independence between events and discard pertinent data. We review the existing methods and propose a Cox hazards extension. We exemplify it in the study of potential risk factors

associated with all falls in 959 seniors. Finally, we compare the results of the proposed Wei, Lin, & Weissfeld (WLW) method with those of several other techniques. Stable exposure variables measured at baseline and updated time-varying exposures include socio-demographic characteristics, BMI, nutritional risk, alcohol consumption, home hazards, gait and balance, and medications. Results demonstrate that the usual methods of analyzing risk factors for falling are inappropriate, as they produce considerable biases relative to the WLW model using time-dependent covariates. Results also show that modeling for first events may be inefficient, given that the risk of occurrence varies between falls.

Key words

Accidental falls, Cox model, elderly, environmental hazards, negative binomial distribution, hazards model, regression analysis, survival analysis, logistic models

4.3 Résumé

Dans les études longitudinales, il devient difficile de déterminer les facteurs de risque de chutes, car l'exposition varie durant la période de suivi et les sujets peuvent subir un événement plus d'une fois. Or, les analystes font peu de cas de ces considérations et n'utilisent pas nécessairement les bonnes méthodes statistiques. En règle générale, on se concentre sur la proportion des personnes ayant fait une chute ou le temps écoulé jusqu'à la première chute. Dans un cas comme dans l'autre, on fait abstraction de l'hypothèse fondamentale de l'indépendance des événements et on écarte par le fait même des données pertinentes. Dans le présent article, nous examinons les méthodes en usage actuellement et nous proposons une extension du modèle de risques de Cox. Nous illustrons cette version étendue du modèle par une étude des facteurs de risque susceptibles d'être associés à des chutes parmi un groupe de 959 personnes âgées. Enfin, nous comparons les résultats obtenus avec la méthode de Wei, Lin et Weissfeld (ci-après désignés *WLW*) et ceux obtenus avec plusieurs autres méthodes. Les facteurs d'exposition étudiés, qu'ils soient fixes ou variables dans le temps, comprennent les caractéristiques sociodémographiques, l'indice de masse corporelle (IMC), le risque nutritionnel, la consommation d'alcool, les dangers de l'environnement domiciliaire, la démarche et l'équilibre, et la consommation de médicaments. Notre étude révèle que les méthodes utilisées couramment pour analyser les facteurs de risque de chutes sont

inadéquates, car elles créent un biais appréciable comparativement au modèle de WLW, qui utilise des covariables dépendantes du temps. Les résultats de notre étude montrent également qu'il peut être vain de modéliser la première survenue d'un événement, étant donné que le risque de survenue varie entre les chutes.

Mots clés

Chutes accidentelles, modèle de Cox, aînés, risques environnementaux, distribution binomiale négative, modèle de risques, analyse de régression, analyse de survie, modèles logistiques

4.4 Introduction

Falls are common, recurrent problems with serious consequences for elderly people and the health care system.¹ Evidence of fall-risk factors has generally been identified by prospective observational designs. These studies may suffer from problems similar to those found in cohort studies of other issues, such as loss to follow-up and variable follow-up time. The identification of fall-risk factors deals with additional problems such as exposure changes during follow-up and recurrent events in the same person. These issues have been neglected and inefficient statistical techniques have been used. As a result, this may have distorted the magnitude in estimates of particular predictors or produced misleading results.

Moreover, this may have missed questions of great clinical relevance.²⁻⁵ More than 15 years ago, Cumming, Kelsey, and Nevitt⁶ advised that more attention be paid to repeated measures regarding both risk factors and rates for all falls. Despite this, few researchers have challenged the design of their studies and the analysis of their data. Rather, they seem to have been adversely affected, circumventing the methodological complications by discarding much relevant information.

The aim of the present paper is to raise the awareness of researchers about some epidemiological and statistical considerations. We review the statistical background of methods of fall studies, introduce the philosophical issues of time-dependent covariates and multiple events, and discuss the existing statistical techniques which deal with them. We propose an extension of the Cox proportional hazards traditional model and use it in the

identification of potential risk factors associated with all falls in elderly people living at home. Finally, we compare the different results obtained by various statistical methods.

4.5 Statistical background of methods of fall studies

A variety of strategies has been used to study the risk factors for recurrent falls. Their analysis is complicated by the within-subject correlation. In other words, the occurrence of an event acts on the risk of the next one. Failure to account for dependence in the data leads to the usual estimator of variance being underestimated. This produces confidence intervals that are too narrow and a test of significance too liberal (i.e. rejects the null hypothesis too often).^{3,5,7}

A summary of some of the discussed methods is provided in Figure 3. A simplistic approach to such problems involves reporting the proportion of fallers (subjects who fall at least once over an arbitrarily defined period) or the time to a first fall.⁸ Both possibilities avoid the underlying assumption of independent association between multiple events. However, the use of all available data for each individual could be more efficient.^{4,8,9} The author of a key paper has argued that the incidence rate for falls was a public health priority⁶, particularly for less robust elderly people.¹⁰ The challenge in analyzing all falls arises because some elderly are more prone to recurrences than others; hence, they run a higher risk of fall-related injury as opposed to those who fall only once. The choice of outcome, according to whether the focus is on fallers or on the rate of falls, could also affect the conclusion; i.e., knowing whether a particular exposure constitutes a risk factor. Stable over-time factors are more likely to be related to the state of “being a faller” than exposures that vary over time.⁶

Figure 3 Schematic representation of statistical models for the study of risk factors for falls

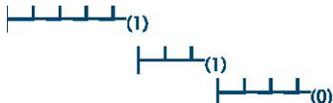
Hypothetical subject with follow-up of 12 days, falls on day 5 and 8. Let (0) represent no fall and (1) a fall, x_i a risk factor of subject i measured at time t , and k_i its number of falls. Then the baseline hazard is illustrated by $\lambda_0(t)$, the hazard for a fall for the i^{th} subject by λ_i and the hazard of the k^{th} fall for this subject by λ_k . Person-time, p_i is length of time at risk for subject i , $\beta \cdot x$ denotes the effect size of factor x , p is the probability of event in exposed, e , and unexposed, u , subjects.

Standard Cox regression. One data record covers entry until the 1st fall and discards any information past that point. Total follow-up time is assigned to individual that never fell. The dependent variable is time to first fall.



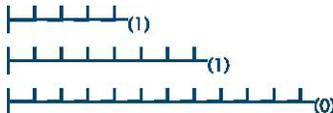
$$\log \left(\frac{\lambda_i(t)}{\lambda_0(t)} \right) = \beta \cdot x_i(t)$$

Andersen-Gill Cox regression. Three records cover entry until the 1st fall, from the 1st until 2nd fall, from the last fall to the end of follow-up, the latter period being fall-free. The dependent variable is time to each fall.



$$\log \left(\frac{\lambda_i(t | x_i(t))}{\lambda_0(t)} \right) = \beta \cdot x_i(t)$$

Marginal Wei, Lin & Weissfeld regression. Three records. Each fall as well as the final fall-free period are treated in an independent stratum and time measured from entry. The dependent variable is time to each fall.



$$\log \left(\frac{\lambda_{ik}(t | x_{ik}(t))}{\lambda_{0k}(t)} \right) = \beta_k \cdot x_{ik}(t)$$

Negative binomial regression. One record covers entry until the end of follow-up and includes simply the total number of falls and follow-up time per subject. The dependent variable is number of falls.



$$\log \left(\frac{k_i}{p_i} \right) = \beta_0 + \beta \cdot x_i$$

Logistic regression. One data record, which does not account for follow-up time and ignores multiple falls by subject. The binary dependent variable is status of faller.



$$\log \left(\frac{p_e}{1-p_e} \right) = \beta \cdot x_i$$

Alternatives have been proposed for dealing with multiple events. Among these are the negative binomial regression, some extensions to the Cox proportional hazards model, and a modified logistic regression. The dependent variable in the negative binomial regression is the individual event rate adjusted for the follow-up time i.e., the number of falls for a person divided by their specific follow-up time (Figure 3).^{4,11} Since the negative binomial distribution has one more parameter than the Poisson, it naturally accommodates for over-dispersion (i.e., the variance typically exceeds the mean).⁸ Therefore, this approach is robust for dependent structure data, and suitable for frequent and recurrent events.

One problem using event rates is that the likelihood of event occurrence must be assumed to be constant through time within one participant. A critical example could be to consider the equivalent event rates for three participants, each of whom is observed over three years and suffers three falls. One has fallen once each year, another three times in the first year, and the last three times in the third year. The outcome variable ignores the time of occurrence of these events.⁸ Thus, a negative binomial modeling event rates may not be the method of choice when the value of important covariates or the likelihood of event occurrence changes with the passing of time.³ Greater efficiency and accuracy can be obtained by modeling the lengths of inter-episode intervals via time-to-event techniques.⁹ Rather than focusing on the numbers of cases, the time-to-event approach considers the time between falls. If the incidence rate is high, the intervals between events will be short, and vice versa.³

In addition, measured risk factors of which we want to evaluate the effects are usually only fixed variables, defined at the initial examination.² They refer to the intrinsic characteristics of the subjects (e.g., the sex), the past exposures (e.g., prior falls) or exposures present at baseline (e.g., use of medication). Exposures that occur after the starting point or vary over time for an individual are not taken into account. Examples, which can potentially cause falls through short-term exposure preceding the event, include environmental hazards, alcohol consumption, and use of medication. A great advantage of the time-to-event approach is its ability to handle time-dependent covariates.³

The hazards models include the counting process of Andersen & Gill¹⁶ (hereafter referred to as AG), the conditional model of Prentice, Williams, & Peterson¹⁷ (PWP), and the

marginal model of Wei, Lin, & Weissfeld¹⁸ (WLW). None of these approaches explicitly models the dependence structure between failure times. Instead, robust estimates of variance are used to account for correlated observations within subjects; i.e., the so-called «variance-corrected» hazards models.¹²⁻¹⁵

The distinction of the hazards methods can be seen in terms of who is in the risk-set at each failure.^{15,19} The AG rests on the strong assumption that the risk of an event for a given subject is unaffected by any earlier events, unless a term that captures such dependence (i.e., number of previous falls) is included as a time-dependent covariate.^{3,7} In other words, the data for each subject with multiple events could be described as data for multiple subjects, where each has delayed entry and is followed until the next event (Figure 3). This model ignores the order of the events; i.e., all falls are indistinguishable, leaving each subject to be “at risk” for an event as long as the subject is still under observation at the time the event occurs.^{3,7,8,13-15,19}

The PWP is based on the idea that a subject is not technically at risk for a later event until all previous events have been experienced. This is accomplished by stratifying data by event order. Accordingly, the risk-set at time t for the k th event is limited to those subjects under study at t who have already experienced $k-1$ events (not exemplified in Figure 3).^{13-15,19} However, Robertson²⁰ has argued that the conditional assumption of the order of events does not hold for falls. As an illustration of her argument (personal communication), let us speculate that a person has slipped on water on the kitchen floor without injury and, at another time, has fallen on the pavement outside. This has resulted in a hip fracture. The person is at risk for both these falls from the beginning of the study period; i.e., the time at risk for the second fall on the pavement does not start only after the first fall in the kitchen has occurred.

The risk-set of the WLW marginal approach includes all patients under observation who have not yet experienced the k th event. The time for each event starts at the beginning of follow-up time for each subject. Furthermore, each subject is considered to be at risk for all events, regardless of how many events each subject has actually experienced. The WLW does not impose any dependence structure among the related failure times. Thus, it ignores the ordering of events but takes into account previous events by situating each failure in an independent stratum (Figure 3).^{4,7,8,13-15,19}

The logistic regression analysis is the most commonly used method in epidemiological research. D'Agostino *et al.*²¹ showed that a so-called pooled logistic regression is identical to the time-dependent covariate Cox regression. This is what makes the technique attractive to evaluate the relationship of risk factors to disease development. O'Loughlin²² applied such an approach to the study of falls. The theoretical basis for the use of this logistic regression variant is well established when the intervals between measurements of risk factors are short, the probability of an event within an interval small, and the intercept for the pooled logistic constant across intervals.²¹ The underlying statistical requirements and the data setup for the pooled logistic regression are very close to those defined for the AG. Each of the follow-up intervals for a single subject is assumed to represent intervals from different subjects. The method pools the subjects at risk and the events developed in each interval. The follow-up interview number is included as a categorical variable to test this assumption. Similarly, the dependence between multiple falls within the same individual is accounted for by considering the occurrence of previous falls as a predictor variable.²³

However, the way in which the interval observations are set up, as well as the outcome variable of interest, differs in both methods. The AG builds the intervals according to the precise dates of events. For example, the first interval will cover the time span from entry into the study until the time of the event, and the following interval spans the time from the first event to the next one, and so on (Figure 3).¹⁵ In contrast, the logistic regression uses stable time points fixed by the researcher. For example, an exam could be performed at the same date each month to up-date risk factors and to gather information on falls that occurred in the interval of observation (not exemplified in Figure 3).^{22,23} The analysis above is, in essence, an investigation of fallers versus non-fallers in successive short intervals.²² Even if, taken as a whole, the analysis allows for more than one outcome to occur per subject, less appreciated is the fact that it drops all additional falls that may occur in each particular interval. It seems obvious that if three falls per month are considered equivalent to one fall for the same period, the information translating the intensity of short-term phenomena is lost.

The choice of one of these models must be made starting from *a priori* ideas on the types of relationships which exist between the covariates and the risk of falling. In negative binomial regression, AG, and pooled logistic regression, no distinction is made between the

various events that succeed one another. This restricts the baseline hazard and the regression coefficients do not vary according to the rank of recurrence. A history of previous falls is strongly recognized as a predictor of subsequent falls.^{10,23} Intuitively, we would expect a first fall to differ from the aetiology of the subsequent falls. The predictors for one fall that can occur by accident might be different from those for recurrent falls that can be associated with one's health condition.^{24,25} Hence, researchers and practitioners may be interested in knowing not only the overall covariate effects on the risk of all failures, but also the specific effects of independent variables for the first, second, or subsequent events. The binomial regression, AG, and pooled logistic regression, contrary to the WLW, provide no insights to answer such questions. In accordance with the structure of the data to be analyzed and the research question to be answered, the WLW is expected to be a naturally more appropriate method for studying the risk factors of falls.

4.6 Methods

4.6.1 Subjects and procedures

Subjects were volunteers recruited between March 2002 and July 2005 to form an open cohort that included community-dwelling persons, aged 65 years and over and receiving home-care services. People who could speak neither French nor English, those not able to walk more than six meters, and those with reduced communication and cognition were excluded. All subjects gave informed consent. The study was approved by the authorities of each participating centre.

This study is a part of a research project on the evaluation of a multifaceted preventive intervention.²⁶ Participants were visited at home, at entry and every six months, by a trained physical rehabilitation therapist in order to ascertain information about potential risk factors. A fall was defined as an event resulting in the subject inadvertently coming to rest on the ground, floor or other lower level (e.g., stairs). Excluded were sports-related falls.²³ Subjects were asked about falls in the three months preceding the initial interview and were monitored for new falls by use of a daily completed calendar and monthly phone calls.

Material and social forms of an ecological deprivation index were imputed to participants, using postal codes to match geographic areas of residence with Canadian census data.^{27,28}

Nutritional risk screening was performed on a graded 13-point scale tool.²⁹⁻³² Body weight was self-reported and height was measured using standard techniques. Gait, balance, and mobility performance were assessed by the Berg scale³³⁻³⁶ on a 56-point scale, and by the Timed Up & Go test^{37,38} which measures the overall time, in seconds, to complete a series of functional tasks. Subjects' homes were assessed for 37 potential environmental hazards using the Gill's room-by-room assessment form^{39,40} Housing types included: single-family house; apartment; row housing or other unique entrance dwelling units; private residential facilities for seniors; other housing, including room in shared accommodation. Data about the use of benzodiazepines (yes/no) and number of daily consumed prescribed drugs were recorded directly from the containers. A detailed history of alcohol consumption was obtained through a questionnaire developed by the Québec Institute of Statistics.^{41,42} Responses were categorized for both drinking in the preceding week (yes/no) and usual drinking during the last 6 months (non-drinker, ≤ 2 times a month, 1-6 times a week, every day). Generally, higher values of the measurements denoted higher risk or impairment, except for the Berg scale where the opposite was true.

4.6.2 Statistical analyses

Descriptive analyses were carried out using SPSS[®] 13.0; regression analyses using SAS[®] 9.1. The adjusted effects of subject characteristics on the likelihood of falling were investigated using three survival-analysis techniques (conventional Cox regression, AG extension, and WLW extension), a negative binomial regression, and a logistic regression.^{15,43}

The dependent variable in all survival analyses was time to fall for each participant during the follow-up, measured in days. Only cases with at least one month of follow-up fall data were included. Subjects were censored upon reaching 18 months of follow-up (optional voluntary drop out), end of study, or time of withdrawal for any reason. Repeated falls were considered as occurrences of the same type of indistinguishable events. Survival analyses were performed with all covariates measured on baseline only and with updated covariates. Baseline covariates included age, sex, number of falls in the three months prior to study entry, type of residence, and deprivation index. For the time-varying covariates, including BMI, nutritional risk, alcohol consumption, home environmental hazards, gait and balance, use of benzodiazepines and all medications, the measurement closest to the time preceding the fall

was considered.² Measurement of exposure to the middle of the follow-up period was used in the case of the people who did not fall. Thus we tested the null hypothesis that the exposure collected during the follow-up was not associated to the risk of falling thereafter.² No proportional hazards assumption was required in Cox with time-dependent covariates procedure, since the hazards depended on time.^{2,43}

The dependent variable in the logistic regression was the state of being a faller (subjects who fall at least once) over a 12-month period. The negative binomial and logistic regressions were performed with all covariates measured on baseline. The statistical methods are summarized in Figure 3. The linearity assumption of the relationships was checked for continuous predictor variables. All models were fit using a stepwise-like process to retain any variable in the presence of others with a p -value ≤ 0.05 . Robust sandwich estimates of variance were used in the survival-analysis, as well as the negative binomial regression techniques, in order to compensate for the lack of independence between multiple falls.

The WLW approach estimated both common and event-specific β for the first five falls of each subject, as well as the common β for all the observed falls. The number of subjects at risk for a given stratum, after the first fall, was made up of all subjects who experienced a fall in the preceding stratum minus those who were lost in the follow-up; n of subjects at risk for a given pooled fall group was made up of all subjects under observation in all considered strata, as if subjects in each stratum represented a different subject. Each model was examined both with and without past fall strata, as it could have masked the effects of other variables of interest.^{6,23}

4.7 Results

4.7.1 Study subjects

Of the 959 persons who met the study inclusion criteria, agreed to participate, and received a home visit, 22 withdrew without completely filling the baseline assessments or before one month of follow-up. Mean and median follow-up times of the remaining 937 subjects were 488 and 458 days, respectively (range, 27 to 1330 days). Some 549 subjects (57.2%) remained in the study at 12 months and 377 (39.3%) at 18 months. Respondents were

mainly women (75.7%). Mean age (standard deviation) was 79.5 (6.7), of which 76.4% were 75 years of age or older.

Thirty-nine percent (39.0%) experienced at least one fall in the three months prior to study entry and 14.9% had two or more.

4.7.2 Comparison of statistical methods

Table 3 summarizes the differences in relative risks for falling obtained through several statistical methods. Firstly, the logistic regression (1) and time-to-first fall using a standard Cox (3a) overlooked the recurrence of falls and identified less significant risk factors than did the negative binomial (2), AG (4a), and WLW (5a), that considered all the available information (number between parentheses refers to the concerned model in Table 3). Although both logistic regression and standard Cox identified the same risk factors, logistic regression ignored the time of occurrence of falling. This led to a conclusion of higher magnitude of the related relative risks, compared to standard Cox. The values obtained by the logistic regression were between 17.6% (1.47 vs 1.25) and 39.6% (3.28 vs 2.35) greater than those of standard Cox.

Tableau 3 Adjusted relative risk estimates of factors for falls among the community-dwelling elderly, according to different statistical regression methods

Risk factor	1	2	3a	4a	5a	3b	4b	5b
	Logistic (fallers ^c) <i>n</i> = 716	Negative binomial (all falls) <i>n</i> = 937	Standard Cox/WLW (first fall) <i>n</i> = 937	AG Cox ^a (all falls) <i>n</i> = 937	WLW (all falls) <i>n</i> = 937	Standard Cox/WLW (first fall) <i>n</i> = 937	AG Cox ^b (all falls) <i>n</i> = 937	WLW (all falls) <i>n</i> = 937
	with baseline covariates ^d				with time-varying covariates ^c			
Home hazards (nb)						1.12****	1.08***	1.19****
BMI (kg/m ²)				0.98**			0.98**	0.99*
Berg score		0.98**		0.98****	0.98***	0.99**	0.98****	0.99****
Time Up & Go score					0.99**			
Male	1.47*		1.25*		1.22*	1.34**		1.30**
Age (yrs)		0.97**		0.97**	0.98**	0.98*	0.97**	0.98***
Residential facility housing					1.29*	1.45**		1.61****
One prior fall ^f	1.95***	1.41*	1.47***	1.40**	1.26*	1.45****	1.37*	1.24*
Two or more prior falls ^f	3.28****	3.15****	2.35****	2.31****	2.12****	2.07****	2.21****	1.86****

Significant (two-tailed): * $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$; *** $p \leq 0.001$; **** $p \leq 0.0001$.

Included number of previous falls during the follow-up as a time-dependent covariate to account for dependence between falls: ^aIRR = 1.10****; ^bIRR = 1.09****

^c Subject monitored less than 12 months who did not declare any falls ($n = 221$) were excluded, given that we could not define the status of faller.

^d All covariates measured on baseline only; ^e up-dated covariates included home hazards, BMI, Berg and Timed Up & Go scales.

^f History of falls in 3 months preceding initial interview.

Secondly, three methods - the negative binomial regression (2), the AG (4a), and WLW (5a) extensions of the Cox model considered follow-up time, rate of all falls, as well as dependence between falls, using robust estimates of variance. WLW revealed more significant fall-risk factors than the other methods and accorded less importance to the history of falls in the three months preceding the initial interview. Notably, the negative binomial regression, in

relation to the WLW, exhibited a difference of 48.6% (3.15 vs 2.12) for the variable “two or more prior falls”. The different emphasis given by these three approaches to the dependence among multiple event times explains the difference in results. The negative binomial regression does not integrate the length of inter-fall intervals. The AG explicitly models the impact of earlier falls on future events. In this regard, the incidence rate ratio (IRR, virtually equivalent to the so-called hazard ratios) of 1.10 of the time-dependent term “number of previous falls” modeled in the AG (4a) indicates a 10% increase in hazard for each unit increase in number of prior falls. In contrast, WLW estimates separate relationships for each fall and computes the coefficients and the within-subject correlation more directly than the AG, thus providing efficient weighted average estimates of effect (and variance).

Thirdly, results were compared for the models both with and without time-dependent covariables. The number of home hazards, an exposure particularly likely to vary during the follow-up, was not significantly associated with falls in any of the models that had only baseline covariates (1 to 5a). On the contrary, the variable was always statistically significant in the same models that controlled variation of exposure throughout time (3b to 5b). All survival models with time-varying covariables identified a greater number of fall-risk factors than did the corresponding technique with only baseline covariates (3b vs 3a, 4b vs 4a, and 5b vs 5a), even when estimates were calculated from the robust variance. A more marked difference was noted between techniques that modeled only time to first fall and those that took into consideration time to each fall. For the marginal WLW model, inattention to time-varying covariables produced bias in various directions. Lastly, results from the usual methods of analysis of risk factors for falling (1 and 3, in Table 3) produced considerable biases relative to the WLW model using time-dependent covariates (5b).

4.7.3 Risk factors for falls

The sample of 937 subjects reported 1,270 falls during a total of 457,283 person-days of observation, given that a same person could report more than one event. Among the subjects, 495 had no falls, 192 experienced one episode, and 250 had more than one. The consideration of the first five falls gathered 90.0% of the 442 fallers and 95.3% of the 937 individuals in the sample. Of all falls for which information on consequences was available,

44.4% resulted in injuries, 25.2% in activity limitations, 17.1% in a medical consultation, and 5.6% in a hospitalization. Altogether, 82.1% of falls occurred in the subjects' home.

Table 4 displays the adjusted associations between the potential risk factors and the incidence rate for specific and pooled falls. The WLW marginal risk estimates for the first fall stratum in Table 4 are precisely the same as would occur if the analysis were restricted to data on time to first fall using a standard Cox model (column 3b, in Table 3). The only difference is that the *p*-values presented in the former were calculated from the robust rather than standard (“naïve”) statistics. However, while the estimates for the first fall stratum are essentially equivalent in these two cases, results for the other strata vary substantially according to whether coefficients are calculated from robust or from naïve methods, providing some indication as to the degree of dependence among the events. Thus, male sex, residential facility for seniors, number of home hazards, Berg balance score, and age significantly and independently predict time-to-first fall. For example, the IRR = 1.45 found for the residential facility for seniors indicated that the subjects living in such places experienced falls at a rate which was 45% higher than for those living in any other kind of housing. Similarly, the IRR of 1.12 for the home hazards indicated a 12% increase in hazard for each unit increase in number of items. However, since age has an IRR of less than 1 (i.e. 0.98), increase in age by one year led to decrease in hazard by 2%.

Tableau 4 Adjusted and variance-corrected WLW incidence rate ratio by selected risk factors for falls among the community-dwelling elderly, according to the fall rank or pooled fall group

Risk factor	Fall rank number					F st 5 falls	All falls
	1 <i>n</i> ^a = 937	2 <i>n</i> = 429	3 <i>n</i> = 244	4 <i>n</i> = 140	5 <i>n</i> = 93	<i>n</i> = 937	<i>n</i> = 937
Falls (nb)	442	250	144	99	66	1 001	1 270
Home hazards (nb)	1.12 ^{****}	1.19 ^{****}	1.20 ^{****}	1.17 ^{***}	1.36 ^{****}	1.16 ^{****}	1.19 ^{****}
BMI (kg/m ²)	-	-	0.95 ^{***}	-	-	[0.99 [*]] ^b	0.99 [*]
Berg balance score	0.99 ^{**}	0.98 ^{***}	0.98 ^{**}	-	0.97 ^{***}	0.98 ^{****}	0.99 ^{****}
Benzodiazepine use	-	1.37 [*]	-	-	-	[1.22 ^{**}]	[1.21 [*]]
Alcohol use, past 6 months							
≤ 2 times per month vs. other categories	-	-	1.50 [*]	-	-	[1.20 [*]]	-
Male	1.34 ^{**}	-	-	-	2.02 ^{**}	1.28 ^{**}	1.30 ^{**}
Age (yrs)	0.98 [*]	-	0.97 [*]	0.96 [*]	-	0.98 ^{**}	0.98 ^{***}
Residential facility housing	1.45 ^{**}	1.70 ^{**}	-	-	2.52 [*]	1.51 ^{***}	1.61 ^{****}
Material deprivation index							
Fourth vs. other quartiles	-	-	-	-	3.81 ^{****}	-	-
One fall prior initial interview ^c	1.45 ^{***}	-	-	-	-	1.37 ^{***}	1.24 [*]
≥ 2 falls prior initial interview ^c	2.07 ^{****}	1.65 ^{**}	2.15 ^{****}	1.49 [*]	-	1.95 ^{****}	1.86 ^{****}

Significant (two-tailed): * $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$; *** $p \leq 0.001$; **** $p \leq 0.0001$.

^a *n* of subjects at risk for the considered fall stratum or pooled fall group (Fst 5 falls = 937 subjects are equivalent to 1 843 person-time intervals; all falls = 937 subjects are equivalent to 2 169 subjects).

^b The brackets show the variables had not reached statistical significance after “previous falls” were introduced.

^c History of falls in 3 months preceding initial interview.

Table 4 also compares the results when distinct β were fit for each fall. Covariates as age, home hazards, and Berg scale show sustained and relatively constant effects across the strata. Some others differ both in the nature and magnitude of the statistically significant variables, depending on their position in the sequence. The greatest differences in IRR appear in the fifth episode. The entry, in the last step of history of falling in the three months prior to study entry, turned out to be highly significant and did not alter either the magnitude or significance of the IRR for the other variables already included in all stratum models. The right-hand section of Table 4 repeats the analysis under the constraints of overall

common β (weighted average of the event-specific hazards), both when falls beyond the fifth were not applied (censored model) and when all fall data were utilized (complete model). The censored model identified seven variables, three more than the time-to-first-fall model (BMI, use of benzodiazepines, and occasional alcohol consumption in the past six months of follow-up) and one more than the complete model (alcohol consumption). However, these additional variables were no longer significant in the context of the contribution of all others, once the history of falling was joined to the censored model; furthermore, the use of benzodiazepines and alcohol consumption became insignificant in the complete set. An age-sex interaction term tested in each final model was not significant.

4.8 Discussion

This article addresses the proper method of examining falls and their determinants. No statistical technique can reproduce human behaviour exactly, and makeshift solutions to time-varying exposures and recurrence of events can lead to severe bias. To our knowledge, the first and only example where time-varying exposures and multiple falls were ascertained simultaneously was in a doctoral thesis deposited in 1991²² and published later in a scientific review.²³ However, substantial statistical progress has appeared since then. In the current issue, we discuss the various methods for studying the exposure changes during follow-up and recurrent events in the same person. We further illustrate them by identifying the risk factors for falls in the elderly. We have concentrated on the statistical/methodological aspects and have mentioned the risk factor findings only to the extent of showing different results obtained by different analyses.

Methods that handle the aforementioned data analytical features in a statistically correct manner are now available in commercial packages. They have been addressed extensively in the statistical literature, but not yet routinely applied and reported for fall studies, as new advances in the statistical world are often slow to reach the clinical and public health fields.⁴ We have presented throughout our paper our arguments as to why the WLW approach is expected to be an appropriate choice in the context of our study. It provides a natural framework for analyzing time-varying exposures and multiple events data using minimal assumptions.^{2,44} Other authors have reported that the WLW is robust and performs quite well in many practical situations.¹⁴

The differences in the estimates obtained through several statistical methods analyzing the risk factors for falling, have been illustrated according to the information provided. Results clearly reveal that the usual methods, such as binary outcome using a logistic regression and time to first fall using a standard Cox, produce considerable biases, as opposed to the WLW model that uses time-dependent covariates. In addition, modeling for first events implicitly assumes that the first event is representative of all events. Our study denotes that this assumption is questionable, more in the qualitative facet of IRR estimates than in the quantitative. Our results provide additional evidence regarding the convenient choice of a stratified model rather than a non-stratified one, given that the risk of occurrence varies substantially between occurrences. Mahé and Chevret⁴⁵ expect such possibilities when the frequency of events per unit is “small”, such as falls among community-dwelling elderly people.

Furthermore, our results are coherent with earlier findings, although we are more confident of the magnitude in estimates of predictors. A few findings merit comment. Number of home hazards and history of falling are strong and consistent predictors of falls, whatever their rank or pooling. Prior overall falls increase the risk of subsequent overall falls. This suggests that if the causes of past falls - for which the variable acts as a proxy - are not corrected, the chances of sustaining further falls due to the same causes are increased.²³ The people living in a residential facility for seniors are more at risk than others to fall, possibly because the variable acts as a surrogate measure of various chronic conditions and poorer functional autonomy. Similarly, younger people reveal themselves to be at a higher risk of falling compared to the older, probably because of more vigorous lifestyle activities.

We further hope to eliminate any misunderstanding about any incidence measures reported in the research literature, especially the dubious events per person-time relating the number of falls (single in some subjects, multiple in others) to the cumulative time of observation of all subjects. It should not be confused with the individual event rate adjusted for the follow-up time that we discuss in our paper, or with the incidence rate widely used in epidemiology. In the events per person-time measure, the numerator does not express a number of subjects wherein the event only occurs once, but rather a number of events scattered among the study subjects. Windeler and Lange⁴⁶ have vigorously denounced this

concept because it has no exact interpretation on an individual level. Hence, event rates are the same (20 per 100 person-years) whether 20 subjects are observed for 10 years and each suffers two falls, or 1000 subjects are observed for half a year and 100 (10%) of them have one fall each. Having been introduced in the '80s and still, unfortunately, sometimes reported in peer-reviewed journals⁴⁷⁻⁵⁰, this concept should be abandoned,⁴⁶ as it impedes the search for new approaches.

Happily, prospective design, frequent contacts, repeated measures, and clinical measurements performed by a therapist limited information bias. Nonetheless, some other exposures, such as nutrition screening and alcohol use, were derived from self-reports. Differential misclassification could occur if the fact of a fall or recurrent falls affected the accuracy with which the individuals recalled relevant exposures and subsequent outcomes. This would exaggerate the magnitude of the effect on the risk of falling.⁶ Also, the length of time between a fall and the measure of follow-up exposure obviously varied according to the day on which the fall occurred. Hence, an accurate assessment of exactly when a change in exposure to time-dependent covariates might have happened between each six-month follow-up was not possible. It would result in non-differential errors in the measurement of exposures, thereby diluting the observed relation. Another potential for biased results might have occurred because of dropouts, particularly when the latter do not have the same rate of outcome (risk of falling) as those who continue in the study. With the exception of people who refused the services and who were less likely to fall, as opposed to the active participants completing the study, no other reason for loss to follow-up was associated with the falls. Male sex, ageing, residential facility for seniors, first quartile deprivation index, lower Berg score, and daily alcohol consumption at baseline were associated with a significant shorter duration in participation. As Campbell et al.⁵¹ have already noted, those individuals who are more frail and may be at greater risk of falling are the ones most difficult to involve and sustain in follow-up. This would also lead to an underestimation of the effects.

All the aforementioned considerations lead us to believe that the results observed in our study tend to be conservative. A practical drawback of the WLW is the preprocessing effort and care required in the dataset construction. The application of this method depends on the completeness of the reports of falls and knowledge of calendar dates of falls. Future

research must make the transition from risk factors for falling to community implementation of interventions.

Finally, it would be useful to talk about two substantive clinical findings that have been deleted from the text. Firstly, the degree to which balance and gait mediate the relationship between medication and the likelihood of falling was estimated.⁶ A mediator is an intermediate variable that occurs in the causal chain between an exposure and an outcome. If a variable is truly in the causal pathway, the association between the latter two variables should disappear upon adjustment for the mediator.⁵² Adjustments for Berg balance scale resulted in a maximum increase of 21% in the effect of benzodiazepines, contrary to the hypothesized reduction. Consequently, the covariate does not act as a mediator or as an appreciable confounder.

Secondly, falls leading to a medical consultation were examined as a secondary outcome, hypothesized as a measure of severity. For these cases, a variable “previous falls” was included as a time-dependent covariate. It was created to consider whether a fall not resulting in a medical consultation had been reported in the three-month period preceding any fall-related medical consultation. Adjusted results identified the number of home hazards (incidence rate ratio = 1.09), the nutrition screening score (1.09), living in a residential facility for seniors (1.67) and fall history (1 prior fall = 0.59; ≥ 2 prior falls = 0.64) as significant and independent predictors for all pooled fall-related medical consultations. Having fallen in the three months before each new event under study was protective against any fall for which people sought medical attention.

4.9 Acknowledgements

The authors gratefully thank all older clients and health care workers from the community centres in Lanaudière who participated in the study. We also acknowledge the special contribution of Josée Payette for her effort in preparing the data files used in the analyses; Nancy Leblanc, Julie Meloche, and Jean-François Allaire from the Research Centre at the Philippe-Pinel Institute of Montreal for the statistical computations of regression analyses; and Bruce Charles Bezeau for the English revision of the manuscript. The research was sponsored by the Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière.

4.10 References

1. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile, Cadre de référence*, Québec, Direction générale de la santé publique, 2004, 61 p. Available from: URL <http://msssa4.msss.gouv.qc.ca/fr/document/publication.nsf/fb143c75e0c27b69852566aa0064b01c/e69780d1c112de3d85256f55007354f5?OpenDocument> (last accessed July 14, 2007).
2. Desquilbet L, Meyer L. [Time-dependent covariates in the Cox proportional hazards model. Theory and practice]. *Rev Épidemiol Santé Publique* 2005;53(1):51-68. French.
3. Moulton LH, Dibley MJ. Multivariate time-to-event models for studies of recurrent childhood diseases. *Int J Epidemiol* 1997; 26(6):1334-9.
4. Mahé C, Chevret S. Estimation of the treatment effect in a clinical trial when recurrent events define the endpoint. *Stat Med* 1999;18(14):1821-9.
5. Glynn RJ, Buring JE. Counting recurrent events in cancer research. *J Natl Cancer Inst* 2001;93(7):488-9.
6. Cumming RG, Kelsey JL, Nevitt MC. Methodologic issues in the study of frequent and recurrent health problems. Falls in the elderly. *Ann Epidemiol* 1990;1(1):49-56.
7. Goodman AC, Hankin JR, Kalist DE, Peng Y, Spurr SJ. Estimating determinants of multiple treatment episodes for substance abusers. *J Ment Health Policy Econ* 2001;4(2):65-77.
8. Robertson MC, Campbell AJ, Herbison P. Statistical analysis of efficacy in falls prevention trials. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2005;60(4):530-4.
9. Wang SJ, Winchell CJ, McCormick CG, Nevius SE, O'Neill RT. Short of complete abstinence: an analysis exploration of multiple drinking episodes in alcoholism treatment trials. *Alcohol Clin Exp Res* 2002;26(12):1803-9.

10. Hogan DB, MacDonald FA, Betts J, Bricker S, Ebly EM, Delarue B, Fung TS, Harbidge C, Hunter M, Maxwell CJ, Metcalf B. A randomized controlled trial of a community-based consultation service to prevent falls. *CMAJ* 2001;165(5):537-43.
11. Glynn RJ, Buring JE. Ways of measuring rates of recurrent events. *BMJ* 1996;312(7027):364-7.
12. Lin DY. Cox regression analysis of multivariate failure time data: the marginal approach. *Stat Med* 1994;13(21):2233-47.
13. Finkelstein DM, Schoenfeld DA, Stamenovic E. Analysis of multiple failure time data from an AIDS clinical trial. *Stat Med* 1997;16(8):951-61.
14. Wei LJ, Glidden DV. An overview of statistical methods for multiple failure time data in clinical trials. *Stat Med* 1997;16(8):833-9.
15. Cleves M. How do I analyze multiple failure-time data using Stata?, *Stata FAQ*, 2002, 11 p. Available from: URL <http://www.stata.com/support/faqs/stat/stmfail.html> (last accessed July 14, 2007).
16. Andersen PK, Gill DR. Cox's regression model for counting processes. *Ann Statist* 1982;10(4):1100-1120.
17. Prentice RL, Williams BJ, Peterson AV. On the regression analysis of multivariate failure time data. *Biometrika* 1981;68(2):373-379.
18. Wei LJ, Lin DY, Weissfeld L. Regression analysis of multivariate incomplete failure time data by modelling marginal distributions. *J Am Stat Assoc* 1989;84(408):1065-73.
19. Lancar R. [Robust analysis methods for multivariate survival times]. *Rev Épidemiol Santé Publique* 1999;47(3):287-96. French
20. Roberston MC. *Development of a falls prevention programme for elderly people: evaluation of efficacy, effectiveness, and efficiency*, University of Otago, Department of Medical and Surgical Sciences, Dunedin, New Zealand, 2001. (Ph.D. thesis)

21. D'Agostino RB, Lee ML, Belanger AJ, Cupples LA, Anderson K, Kannel WB. Relation of pooled logistic regression to time dependent Cox regression analysis: the Framingham Heart Study. *Stat Med* 1990;9(12):1501-15.

22. O'Loughlin J. *The incidence of and risk factors for falls and fall-related injury among elderly persons living in the community*, McGill University, Department of Epidemiology and Biostatistics, Montreal, Québec, Canada, 1991, 270 p. (Ph.D. thesis)

23. 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):342-54.

24. Nevitt MC, Cummings SR, Kidd S, Black D. Risk factors for recurrent nonsyncopal falls. A prospective study. *JAMA* 1989;261(18):2663-8.

25. Fletcher PC, Hirdes JP. Risk factors for falling among community-based seniors using home care services. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2002;57(8):M504-10.

26. Bégin C. *Projet-pilote régional de prévention des chutes à domicile chez les personnes âgées, Devis d'implantation dans les CLSC*, Saint-Charles-Borromée, Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 2002, 120 p.

27. Pampalon R, Hamel D, Raymond G. *Indice de défavorisation pour l'étude de la santé et du bien-être au Québec - Mise à jour 2001*. Institut national de santé publique du Québec, 2004, 11 p. Available from: URL http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/295-IndiceDefavorisation_2001.pdf (last accessed December 24, 2006).

28. Leclerc BS, Marquis G, Payette J. *Tableau de bord lanaudois sur la défavorisation. Territoire de Lanaudière. Calibrage à l'échelle de la région de Lanaudière*, Joliette. Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, Direction de santé publique et d'évaluation, Service de surveillance, recherche et évaluation, 2005, 87 p.

29. Payette H. *Développement, validation et évaluation d'un programme de dépistage nutritionnel pour les personnes âgées en perte d'autonomie vivant dans la communauté*,

Sherbrooke, Centre de recherche en g erontologie et g eriatric, Centre d'expertise en g erontologie et g eriatric inc., Institut universitaire de g eriatric de Sherbrooke, non dat e, pages multiples.

30. Payette H, Guigoz Y, Vellas BJ. " Study design for nutritional assessments in the elderly", in *Methods in Aging Research*, B.P. YU (ed), Boca Raton (Florida), CRC Press LLC, 1999, p. 301-20.

31. Laporte M, Villalon L, Payette H. Simple nutrition screening tools for healthcare facilities: development and validity assessment. *Can J Diet Pract Res* 2001;62(1):26-34.

32. Laporte M, Villalon L, Thibodeau J, Payette H. Validity and reliability of simple nutrition screening tools adapted to the elderly population in healthcare facilities. *J Nutr Health Aging* 2001;5(4):292-4.

33. Berg K. Balance and its measure in the elderly: a review. *Physiother Can* 1989;41(5):240-6.

34. Berg KO, Maki BE, Williams JI, Holliday PJ, Wood-Dauphinee SL. Clinical and laboratory measures of postural balance in an elderly population. *Arch Phys Med Rehabil* 1992;73(11):1073-80.

35. Berg KO, Wood-Dauphinee SL, Williams JI, Maki B. Measuring balance in the elderly: validation of an instrument. *Can J Public Health* 1992;83(suppl. 2):S7-11.

36. Berg K, Wood-Dauphinee S, Williams JI. The Balance Scale: reliability assessment with elderly residents and patients with an acute stroke. *Scand J Rehabil Med* 1995;27(1):27-36.

37. Podsiadlo D, Richardson S. The timed «Up & Go»: a test of basic functional mobility for frail elderly persons. *J Am Geriatr Soc* 1991;39(2):142-8.

38. Lin MR, Hwang HF, Hu MH, Wu HD, Wang YW, Huang FC. Psychometric comparisons of the timed up and go, one-leg stand, functional reach, and Tinetti balance measures in community-dwelling older people. *J Am Geriatr Soc* 2004;52(8):1343-8.

39. Gill TM, Williams CS, Robison JT, Tinetti ME. A population-based study of environmental hazards in the homes of older persons. *Am J Public Health* 1999;89(4):553-6.
40. Gill TM, Williams CS, Tinetti ME. Environmental hazards and the risk of nonsyncopal falls in the homes of community-living older persons. *Med Care* 2000;38(12):1174-83.
41. Chevalier S, Lemoine O. « Consommation d'alcool », in *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 117-33. (Collection La santé et le bien-être)
42. Institut de la statistique du Québec. « Annexe 3. Questionnaire autoadministré (QAA) VI – L'alcool », in *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 15-7. (Collection La santé et le bien-être)
43. Allison PD. *Survival analysis using SAS: A practical guide*. Cary NC: SAS Institute inc., 1995, 304 p.
44. Li QH, Lagakos SW. Use of the Wei-Lin- Weissfeld method for the analysis of a recurring and a terminating event. *Stat Med* 1997;16(8):925-40.
45. Mahé C, Chevret S. Analysis of recurrent failure times data: should the baseline hazard be stratified? *Stat Med* 2001;20(24):3807-15.
46. Windeler J, Lange S. Events per person year - a dubious concept. *BMJ* 1995;310(6977):454-6.
47. Saari P, Heikkinen E, Sakari-Rantala R, Rantanen T. Fall-related injuries among initially 75- and 80-year old people during a 10-year follow-up. *Arch Gerontol Geriatr* 2007;45(2):207-15.
48. Sambrook PN, Cameron ID, Chen JS, Cumming RG, Lord SR, March LM, Schwarz J, Seibel MJ, Simpson JM. Influence of fall related factors and bone strength on fracture risk in the frail elderly. *Osteoporos Int* 2007;18(5):603-10.

49. Cook WL, Tomlinson G, Donaldson M, Markowitz SN, Naglie G, Sobolev B, Jassal SV. Falls and fall-related injuries in older dialysis patients. *Clin J Am Soc Nephrol* 2006;1(6):1197-204.

50. Mahoney JE, Palta M, Johnson J, Jalaluddin M, Gray S, Park S, Sager M. Temporal association between hospitalization and rate of falls after discharge. *Arch Intern Med* 2000;160(18):2788-95.

51. Campbell AJ, Robertson MC, Gardner MM, Norton RN, Buchner DM. Falls prevention over 2 years: a randomized controlled trial in women 80 years and older. *Age Ageing* 1999;28(6):513-8.

52. Szklo M, Nieto FJ. *Epidemiology: Beyond the basics*. Gaithersburg, MD: Aspen Publications, 2000, 494 p.

5 Dangers de l'environnement domiciliaire (article 2)

L'article reproduit ci-dessous avec la permission de l'éditeur est paru dans la *Revue d'épidémiologie et de santé publique* sous la référence suivante :

Bernard-Simon Leclerc, Claude Bégin, Élisabeth Cadieux, Lise Goulet, Jean-François Allaire, Julie meloche, Nicole Leduc, Marie-Jeanne Kergoat, Relationship between home hazards and falling among community-dwelling seniors using home-care services. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2010;58(1):3-11. La version éditée est jointe à l'annexe XI.

5.1 Author's Affiliation

Bernard-Simon Leclerc (corresponding author) and Élisabeth Cadieux : Service de surveillance, recherche et évaluation, Direction de santé publique et d'évaluation, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 245, rue du Curé-Majeau, Joliette, QC, Canada J6E 8S8.

Claude Bégin : Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique et d'évaluation, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 245, rue du Curé-Majeau, Joliette, QC, Canada J6E 8S8.

Lise Goulet and Nicole Leduc : Groupe de recherche interdisciplinaire en santé, Université de Montréal, CP 6128, succursale Centre-ville, Montréal, QC, Canada H3C 3J7.

Jean-François Allaire and Julie Meloche : The Statistics Consulting Group, Institut Philippe-Pinel de Montréal, 10905, boul. Henri-Bourassa Est, Montréal, QC, Canada H1C 1H1

Marie-Jeanne Kergoat : Research Centre, Institut universitaire de gériatrie de Montréal, 4565, chemin Queen-Mary, Montréal, QC, Canada H3W 1W5.

5.2 Abstract

Background. Evidence linking home hazards to falls has not been well established. The evidence-based approach to fall-risk assessment in longitudinal studies becomes difficult because of exposures that change during follow-up. We conducted a cohort study to determine the prevalence of hazards and to resolve whether they are linked to the risk of falls among 959 seniors receiving home-care services.

Methods. A home hazards assessment was completed at entry and every six months thereafter using a standardized form. The adjusted (for a number of confounding factors) relationship between home hazards and falls was estimated using a survival model taking into account updated time-varying exposures and multiple events. Falls leading to a medical consultation were examined as a secondary outcome, hypothesized as a measure of severity.

Findings. Home environmental hazards were found in 91% of homes, with a mean of 3.3 risks per individual. The bathroom was the most common place for hazards. The presence of hazards was significantly associated with all falls and fall-related medical consultations, and showed relatively constant effects from one fall to another.

Implications. The current study is innovative in its approach and useful in its contribution to the understanding of the interaction between home environmental hazards and falls. Our results indicate that inattention to changes in exposure masks the statistical association between home hazards and falls. Each environmental hazard identified in the home increases the risk of falling by about 19%. These findings support the positive findings of trials that demonstrate the effectiveness of this home hazard reduction program, particularly for at-risk people.

Key words

Accident prevention, accidental falls, Cox model, elderly, environmental hazards, hazards model, home care services, public health intervention, risk factors, survival analysis.

5.3 Résumé

Position du problème. La présence d'éléments de risque au domicile des aînés est un déterminant des chutes qui semble évident. Pourtant, aucune étude observationnelle n'avait pu établir avec certitude de liens à cet égard. Certains chercheurs attribuent cette particularité au fait que les expositions peuvent changer pendant le suivi, fait dont les analyses doivent tenir compte. Notre étude entreprise auprès de 959 aînés recevant des services de soutien à domicile avait pour but d'établir la prévalence des risques environnementaux selon leur endroit dans la maison et de déterminer s'ils sont liés au risque de chutes.

Méthodes. L'évaluation était caractérisée par la prise de mesures répétées de facteurs de risque personnels et environnementaux au domicile des participants ainsi que par une relance téléphonique mensuelle permettant de documenter la survenue des chutes. L'association entre les risques du domicile et les chutes a été estimée par une extension de la régression de Cox prenant en compte la variation de l'exposition durant le suivi et la récurrence des événements chez une même personne.

Résultats. La majorité des maisons (91 %) comportaient des risques environnementaux, en moyenne 3,3 items par domicile. La salle de bains était l'endroit le plus commun où se retrouvaient de tels risques. Une maison sur trois en renfermait au moins un et, dans 30 % des cas, elle en comptait même plus d'un. De toutes les chutes rapportées, deux sur cinq se sont produites dans la salle de bain ou la cuisine. Nos résultats confirment que la survenue de chutes – qu'elles aient ou non nécessité un recours à des soins médicaux – s'avère associée au nombre de facteurs présents dans l'environnement des chuteurs. L'effet s'est d'ailleurs révélé constant d'une chute à l'autre. Chaque élément identifié augmente en moyenne de 19 % le risque de tomber.

Conclusion. L'inattention accordée aux changements de l'exposition masque des associations statistiques réelles. Les facteurs de risque du domicile s'ajoutent aux facteurs

propres aux personnes âgées elles-mêmes. Nos résultats soutiennent ceux des essais cliniques qui démontrent l'efficacité des programmes d'évaluation et de réduction des risques environnementaux du domicile.

Mots-clés

Aînés, analyse de survie, chutes accidentelles, risques environnementaux, facteurs de risque, modèle de Cox, modèle de risques, personnes âgées, prévention des chutes, soins à domicile.

5.4 Introduction

Like most industrialized societies, the province of Quebec is experiencing an ageing of its population.¹ In comparison with other Canadian provinces, the United States and the European countries, Quebec is characterized by both a relatively young population and a fast ageing process. Quebec has more than one million people over the age of 65, and another 150,000 are expected from 2005 to 2010. Of these, 30,000 will no longer be able to care for themselves, passing the number of the elderly frail from 200,000 to slightly more than 230,000. Despite this, the vast majority (96%) of older persons live in the community, particularly 88% who live in a conventional home setting.¹

It is possible to reduce the consequences on the population and the health care system by adopting policies and programmes that increase healthy life expectancy and repel the dependent years as far as possible.² In this way, the emphasis on home-based care has been the government's response to the challenges posed by the increasing health care demand for seniors. Home-based care continues to be the key part of health services restructuring initiatives in virtually all Canadian provinces.³⁻⁵ Recently, for example, Quebec has invested in community-based falls prevention among older adults within its existing provincially funded homecare program, which included a home hazards assessment made by healthcare workers^{2,6,7} The policy makers targeted this specific population given that fall-risk profiles, rates of falls and evidence-based interventions were expected to differ among well and active seniors who live in the community and those who are frailer and need support to live at home in the community.^{6,8,9}

Falls at home are effectively common, recurrent problems with serious consequences for the elderly and the healthcare system. They are often responsible for a loss of autonomy and institutionalization as well as considerable demand on the health care system due to around 50,000 consultations, 13,000 hospitalizations and 600 deaths, annually.⁶ The falls result from intrinsic factors specific to the person, as well as environmental factors.^{2,10-12} Environmental hazards are found in nearly all homes of community-living older persons.¹⁰⁻¹⁵

Little to no attention to date has focused on hazards that threaten more frail community-dwelling older persons¹⁶, but there is a need to focus on this particular elderly population. The understanding of home environment risk factors for falls among these seniors is consistent with the policy of maintaining people in their own home. A few assessment tools have been developed to identify home hazards and to manage an individual care plan to prevent falls.^{12,13,17-21} Frequently, studies of the association between putative environmental hazards in the home and the risk of falling among elderly have relied on self-report by older people themselves. However, tools designed for direct observation of environmental fall hazards during a home visit by experienced health professionals are all the more important, as people are not always aware of existing hazards in their everyday environment.^{10,22,23}

Although it seems evident that the home environment is of significant importance for the occurrence of falls, there is little or inconsistent results in longitudinal studies to support this view. Some strategies of assessment and modification of hazards in the home have proven to be effective in reducing the risk of falls. Paradoxically, evidence linking the number of potential home hazards to falls is scant and conflicting^{2,11,24,25} Some researchers have suggested that the failure to find a firm epidemiological relationship between home hazards and falls could be due to the inattention of conventional cohort studies to time-varying covariates. In other words, hazards identified at baseline may be different from those present at the time a fall occurs, thereby weakening a true association.^{11,25,26} The use of appropriate statistical methods should resolve this enigma.

The objectives of the present study were to determine the prevalence of potential environmental hazards according to their location in the home and to examine whether environmental hazards in the home increase the risk of falls among senior citizens receiving home-care services.

5.5 Methods

5.5.1 Participants

This study is a part of a larger project which aims to evaluate the implementation of a multifactorial falls risk assessment under “real-world” conditions: typical participants, caregivers and settings. The sample studied was a convenience sample of volunteers recruited in an open cohort from March 2002 to July 2005 among community-dwelling persons who were aged 65 years or more and received home-care services. Gratuitous health care was provided by the public centres in a central semi-urban, semi-rural region of Québec. People who could speak neither French nor English, those unable to walk more than six meters, and those with reduced communication and cognition ability were excluded. Of the 959 persons who met the study inclusion criteria, agreed to participate, and received a home visit, 22 withdrew without completely filling the baseline assessments. Of these, two subjects died, two moved, five were institutionalized, 10 refused to participate, and three were excluded for other reasons prior to the one month follow-up. The remaining 937 subjects were included in the analyses.

All subjects gave informed consent. The study was approved by every local authority and was carried out in conformity with the legal responsibilities and obligations of a regional health agency. Detailed description of participants and methods has been published elsewhere.²⁷

5.5.2 Data collection

Participants were visited at home, at time of entry and once every six months thereafter, by a trained physical rehabilitation therapist. A fall was defined as an event resulting in the subject inadvertently coming to rest on the ground, floor or other lower level. Excluded were sports-related falls.²⁸ The outcome was measured by self-report using monthly telephone questionnaire. A falls calendar was previously given to individuals to mark events each time they appear. Overall falls were monitored until January 2006. Information for falls resulting in a medical consultation was not available after the recruitment period, that is July 2005. Survival data censored to this date were used for this part of the analysis.

Subjects' characteristics and potential confounding variables in the relationship between home hazards and risk for falls were ascertained using validated scales and standardized questionnaires. Number of falls in the three months preceding the initial interview was categorized as 0, 1, or ≥ 2 . Nutritional screening was performed on a graded 13-point scale to identify individuals at high risk of energy and nutritional intake deficiencies.^{29,30} Body weight was self-reported and height was measured. Gait and balance were assessed by the Berg scale^{31,32} on a 56-point scale, and by the Timed Up & Go test^{33,34} which measures the overall time, in seconds, to complete a series of functional tasks. Data about the use of benzodiazepines (yes/no) and number of daily consumed prescribed drugs were recorded directly from the containers. A detailed history of alcohol consumption was obtained according to a questionnaire developed by the Québec Institute of Statistics.^{35,36} Responses were categorized for both drinking in the preceding week (yes/no) and usual drinking during the last six months (non-drinker, less than one to three times a month, once to six times a week, every day). The physical therapist assessed all factors at every time point.

Subjects' homes were assessed for presence of environmental hazards that may contribute to falls, using a structured room-by-room checklist (with unknown validity) comprising 37 potential hazards (Table 5). It requires the evaluator to observe environmental information directly. Hazard items included items whose presence may increase the risk of falling, slipping or tripping, as well as safety devices whose absence may compromise the chance of preventing falls. Overall and room-specific hazard scores were computed by simply counting the number of home hazards present and of safety devices absent. Housing types included: single-family house; apartment building; row housing or other unique entrance dwelling units; private community-based retirement facilities; other housing, including room in shared accommodation. The home hazards assessment form was obtained directly from Gill in May 2001^{11, 13} and translated into the French language by Bégin.^{37,38}

Tableau 5 Potential environmental hazard items in each room or area of the home¹

1. Kitchen	a. Dim light, shadows or glare b. Light switches not clearly marked, not visible in the dark c. Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazard d. Frequently used items stored where must bend over or reach up e. Step stool not sturdy f. Table not sturdy or moves easily g. Chair not sturdy or moves easily
2. Hallways and Passageways	a. Dim light, shadows or glare b. Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazard c. Carpet edges curling or tripping hazard d. Non-carpeted, slippery area e. Pathways not clear; small objects, spills, cords or tripping hazards present
3. Living Room	a. Dim light, shadows or glare b. Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazard c. Carpet edges curling or tripping hazard d. Non-carpeted, slippery area e. Pathways not clear; small objects, spills, cords or tripping hazards present f. Chairs not sturdy or in need of repair g. Low chair that is difficult to get out of
4. Bedroom	a. Dim light, shadows or glare b. Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazard c. Carpet edges curling or tripping hazard d. Non-carpeted, slippery area e. Pathways not clear; small objects, spills, cords or tripping hazards present f. Incorrect bed height
5. Bathroom	a. Dim light, shadows or glare b. Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazard c. Non-carpeted, slippery area d. Bathtubs/shower surface slippery or non-skid mat or abrasive strips not present e. Grab bars not present in tub/shower f. Toilet seat wobbly or too low
6. Stairs	a. Dim light, shadows or glare b. Switches not located at top and bottom of stairs c. Night light not present or not near stairway d. Handrail not present, not sturdy, or does not extend full length of stairway e. Steps narrower, higher or lower than others f. Steps in need of repair, loose treads or carpeting

¹ Adapted from Gill *et al.*^{3,30}

5.5.3 Data analysis

Descriptive analyses were carried out using SPSS[®] 13.0 release; Cox regressions were done with SAS[®] 9.1. We considered $p \leq 0.05$ as statistically significant, and all reported p values were two-tailed. We further used independent or paired-sample t tests for multiple pairwise comparisons of means, as well as the Mann-Whitney U test for two independent samples and the Wilcoxon matched-pairs signed-ranks test, with a Bonferroni-Holm correction.³⁹ Linear correlations were tested using the coefficients of both Pearson and Spearman.

The general statistical procedure described below strives to compare results obtained using the same statistical method both with and without updated time-varying exposures to home hazards. This, once again, tests the time-dependent assumption of home hazards that we advanced in the introduction.

The crude and adjusted effects of home hazards on the likelihood of falling were estimated using the Wei, Lin & Weissfeld extension (WLW) of the Cox model.^{27,40} The method permits proper examination of multiple falls per subject. No proportional hazards assumption is required, as the hazards depend on time. To summarize, each fall occurrence in the WLW analysis is treated in an independent stratum. For each subject, the time for each event starts at the beginning of follow-up time. The marginal risk-set for event k is made up of all subjects under observation who have not yet experienced event k . For example, the number of subjects at risk in the second fall stratum includes all those who experienced a first fall in the preceding stratum, minus those subjects who were lost in the follow-up, and so on for the other strata. The number of subjects at risk for a given pooled fall group is made up of all those under observation in all considered strata; the subjects in each stratum were thus each considered to represent a different individual.

The dependent variable in the survival analyses was time to fall for each participant during the follow-up, measured in days. Subjects were censored upon reaching the end of the study or at the time of withdrawal for any reason. Models were examined both with and without significant covariates in order to eliminate possible confounding effects.^{28,41} Fixed (baseline) covariates included age, sex, number of falls in the three months prior to study entry, and type of residence. Time-varying covariates included nutritional risk, alcohol

consumption, home hazards, gait and balance, and medications, and were calculated by taking the measurement closest to the time preceding the fall in question. Measurement of exposures up until the mid-follow-up period was used for people who did not fall. We tested the null hypothesis that the exposure information collected during the follow-up is not associated with the risk of falling thereafter. A model was fit using a stepwise process to adjust for any variable in the presence of others with a p -value ≤ 0.05 . A Wald-type statistic, based on the robust sandwich estimator of variance, was used to test the significance of the hazard ratios, also called *incidence rate ratio* (IRR). We estimated both common and event-specific β for the first five falls for each subject, as well as the common β for all the observed falls.

The significance of each room in the home hazard-fall relationship was also addressed. For this, hazards within specific rooms were deemed to be “present” if one or more individual hazards were present; otherwise, they were scored as “absent”.

Any sort of fall and those leading to medical consultations were analysed in an identical way. The need for medical attention is hypothesized to be a measure of severity. However, only models for the latter were estimated for the first two falls, for which sufficient information was available. In addition, a variable “previous falls” was distinctly defined for these cases and was included as a time-varying covariate. It was created as a categorical variable to take into account whether a fall not resulting in a medical consultation had been reported in the three-month period preceding any fall-related medical consultation.

An age-sex interaction term tested in each final model is not significant. Furthermore, the linearity assumption of the relationship was checked for continuous predictor variables.

5.6 Findings

5.6.1 Study subjects

During the study period, the mean and median follow-up times of the 937 participants were 488 and 458 days, respectively (range, 27 to 1330 days). Altogether 549 subjects (57%) remained in the study for 12 months and 377 (39%) for 18 months.

Most subjects were women (75.7%). Mean (standard deviation) age was 79.5 (6.7) years; 76.4% were 75 years old or more. The majority (85.8%) lived in a private dwelling.

Mean BMI was 27.9 kg/m² (6.6) and nutritional risk score was 3.7 (1.9). Some 9.8% were underweight (BMI ≤ 20 kg/m²), 34.2% were obese (BMI ≥ 30kg/m²), and 17.2% were in the highest nutritional risk category (values ≥ 6). Mean Berg balance score and mean Timed Up & Go seconds were 43.1 (9.1) and 24.3 (17.2), respectively. Impaired balance affected 10.0% of subjects (Berg ≤ 30) and impaired functional mobility 19.6% (Timed Up & Go ≥ 30 seconds). On average, each subject took 8.8 (4.2) distinct prescribed drugs daily; 87.5% took four or more drugs; and 46.9% consumed benzodiazepines daily. Approximately half (47.0%) the respondents consumed alcohol during the six months preceding the initial interview; 20.4% took at least one drink in the preceding week. Thirty-nine percent (39.0%) experienced at least one fall in the three months prior to study entry and 14.9% had two or more.

5.6.2 Environmental hazards in the home

Figure 4 shows the distribution of home hazards present and safety devices absent at baseline. One or more hazards were found in 90.8% of homes, with a mean number of 3.3 (2.4) risks per individual and a median value of 3.0. People living in a single-family house (3.7; highest mean) or a private residential facility (1.8; lowest mean) differed significantly ($p \leq 0.05$) one from the other, as well as from all other types of housing (apartment, row, other single entrance units, rooms in shared accommodation, etc.) with regard to the number of home hazards. Mean number of hazards per house among subjects indicated a significant difference ($p \leq 0.0001$) from one home visit (follow-up for data collection) to another (results not presented). This confirms that the home hazard variable is actually changing with time and is therefore time-dependent.

Figure 4 Distribution of home hazards and safety devices absent at baseline

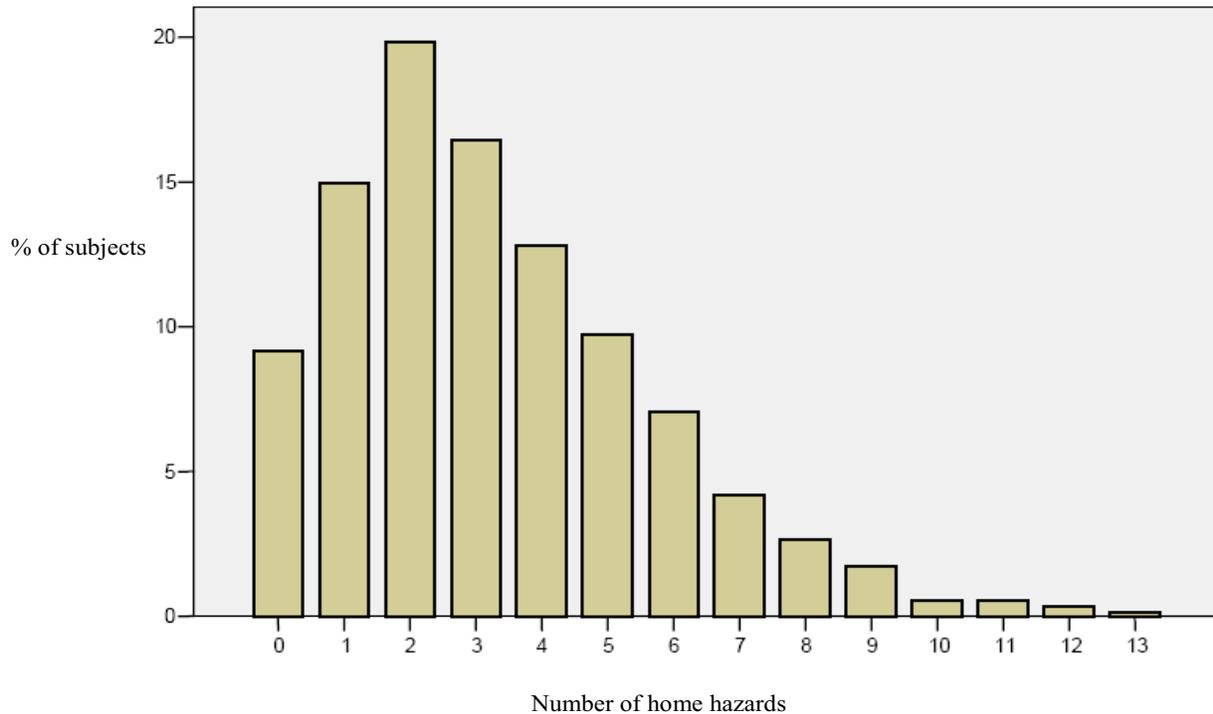


Table 6 shows the proportion at baseline of homes with none, one or more hazards in each room and area. The bathroom was the most common place for hazards (65.5% had one or more hazards). The number of hazards in a room was correlated ($p \leq 0.0001$) with the number of hazards in the other rooms. The correlation coefficients varied from 0.15 to 0.41. Of the overall 37 environmental hazards that were examined in the subjects' homes, the following were most prevalent: in the bathroom, grab bars not present in tub/shower (31.6%), carpeting/rugs non-anchored or without anti-skid backing, or flooring encumbered with obstacles (28.5%), toilet seat too low or wobbly (26.9%); elsewhere, loose or non-existent grab bar/handrail in the stairways, or not extending full length of staircase (25.6%), slippery kitchen floor or walking area encumbered with small objects, cord, or obstacles (22.5%); hallways, entrances, corridors or passageways (22.3%), bedrooms (18.4%) with carpeting/rugs non-anchored or without anti-skid backing, or flooring with obstacles.

Tableau 6 Distribution at baseline of potential homes hazards in each room and area

Hazard item	Number of home hazards (among all 937 subjects)					
	0	1	2	3	4	≥ 5
	%	%	%	%	%	%
Kitchen	60.2	29.5	9.0	1.3	1.0	0.0
Hallways and passageways	68.3	28.0	3.4	0.2	0.1	0.0
Living room	65.6	26.5	6.6	1.3	0.0	0.0
Bedroom	60.0	31.3	7.5	1.3	0.0	0.0
Bathroom	34.5	35.9	19.5	8.4	1.5	0.2
Stairs	69.4	24.0	4.8	1.2	0.5	0.1
Any room	9.2	14.9	19.9	16.4	12.8	26.8

5.6.3 Information about falls

The sample of 937 subjects reported 1,270 falls during a total of 457,283 person-days of observation. Among the subjects, 495 (52.8%) had no falls, 192 (20.5%) experienced one event, and 250 (26.7%) had more than one. Of the 1,270 falls, 44.4% resulted in injuries, 25.2% in limited activity, 17.1% in a medical consultation and 5.6% in hospitalization. Falls occurred mainly after a loss of balance (33.6%), tripping (18.5%), and loss of grip (14.9%). Other reported causes were memory blanks (9.5%), slipping (9.3%), dizziness (4.5%), and loss of consciousness (1.7%).

Locations of the 1,270 reported falls indicate that more than two out of five falls took place in the bedroom (23.7%) or the kitchen (19.6%). Falls happened less often in the living room (9.8%), bathroom (9.6%), hallway (7.1%) or staircases (6.4%).

5.6.4 Home hazards and risk for fall

The weighted average estimate of the IRR for all falls using a WLW model with time-varying covariates was compared to the same model with these covariates treated as fixed (baseline measurements). The number of home hazards was not significantly associated with falls in the model with only baseline covariates. On the contrary, the variable was statistically

significant (IRR = 1.19, $p \leq 0.05$) in the model that controls variation of exposure throughout time.

WLW developed a series of estimates of the crude variance-corrected IRR for the number of home hazards, according to the rank of recurrence (Table 7). All crude IRR shown in the table were statistically significant. The global variance-corrected Wald test indicated that the IRR are not significantly different from one another, so that average home hazards effect on the risk of recurrence (IRR for first five pooled falls = 1.15) can be computed. The pooling of the first five falls gathers 90.0% of the 442 fallers and 95.3% of the 937 individuals in the sample. Table 7 also displays the adjusted associations between the number of hazards and the incidence rate for specific and pooled falls. The WLW risk estimate (IRR = 1.12) indicates that the number of hazards significantly and independently predicts time-to-first fall.

Tableau 7 Crude and adjusted^a incidence rate ratio (IRR) for home hazard-fall relationship among the community-dwelling elderly, according to the fall rank or pooled fall group

Risk factor	Fall rank number					F st 5 falls	All falls
	1 <i>n</i> = 937 ^b	2 <i>n</i> = 429	3 <i>n</i> = 244	4 <i>n</i> = 140	5 <i>n</i> = 93		
Falls (nb)	442	250	144	99	66	1001	1 270
Total home hazard (nb)							
cIRR ^c	1.11	1.17	1.18	1.16	1.25	1.15	1.18
aIRR ^c	1.12	1.19	1.20	1.17	1.36	1.16	1.19

^a Adjusted for age, sex, history of falls, type of residence, nutritional risk, alcohol consumption, gait and balance and medications.

^b *n* of subjects at risk for the considered fall stratum or pooled fall group (Fst 5 falls = 937 subjects are equivalent to 1 843 person-time intervals; all falls = 937 subjects are equivalent to 2 169 subjects).

^c All IRR are statistically significant at 0.001 level, calculated from robust variance estimates.

Table 7 compares the results where distinct β were fit for each fall. The number of home hazards shows sustained and relatively constant estimates across the strata. Adjustments resulted in a negligible variation in the estimate of IRR for home hazard-fall relationship, with the exception of the fifth fall. However, in view of the smallest stratum size, this estimation is less precise. The right-hand section of the table repeats the analysis under the constraints of common β (weighted average of the event-specific hazards), both when falls beyond the fifth are not considered (IRR = 1.16) and when all fall data are utilized (IRR = 1.19).

Table 8 shows the home hazard-fall relationship for each room (hazards categorized as present or absent in the room). Almost all crude and adjusted variance-corrected IRR were significant. When all rooms were simultaneously proposed for the model, adjusted results revealed that the bathroom was the only room of the house to involve hazards associated with time-to-first fall (IRR = 1.39). The hallway (IRR = 1.31), living room (1.27), and bedroom (1.22) were, nevertheless, all significant after adjustment for other covariates, when considered one at a time. Thus, several models are possible, but none with more than one room. Consequently, all rooms are predictive. On the other hand, hazards present in the bathroom (IRR = 1.66), living room (1.32), and bedroom (1.29) were strongly and independently associated to all pooled falls. Results for the first five pooled falls were similar, except that the hallway (IRR = 1.23) replaced the living room.

Tableau 8 Crude and adjusted^a incidence rate ratio (IRR) by room for home hazard-fall relationship among the community-dwelling elderly, according to the fall rank or pooled fall group

Risk factor	Fst fall <i>n</i> = 937 ^b	Fst 5 falls <i>n</i> = 937	All falls <i>n</i> = 937
Falls (nb)	442	1 001	1 270
Kitchen (hazard present/absent)			
cIRR	1.20	1.28**	1.37**
aIRR	n.s. ^c	n.s.	n.s.
Hallways and passageways			
cIRR	1.40**	1.54****	1.59****
aIRR	[1.31*] ^d	1.23*	n.s.
Living room			
cIRR	1.35**	1.54****	1.66****
aIRR	[1.27*]	n.s.	1.32**
Bedroom			
cIRR	1.31**	1.43****	1.54****
aIRR	[1.22*]	1.26*	1.29*
Bathroom			
cIRR	1.43***	1.67****	1.79****
aIRR	1.39***	1.51****	1.66****
Stairs			
cIRR	1.20	1.32**	1.43**
aIRR	n.s.	n.s.	n.s.

Significant (two-tailed), calculated from robust variance estimates: * $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$; *** $p \leq 0.001$; **** $p \leq 0.0001$

^a Adjusted for age, sex, history of falls, type of residence, nutritional risk, alcohol consumption, gait and balance and medications.

^b *n* of subjects at risk for the considered fall stratum or pooled fall groups (Fst 5 falls = 937 subjects are equivalent to 1 843 person-time intervals; all falls = 937 subjects are equivalent to 2 169 subjects).

^c Not statistically significant.

^d Significant after adjustment for other covariates when rooms were considered one at a time.

5.6.5 Home hazards and risk for fall-related medical consultations

Nonetheless, 937 subjects reported 183 fall-related medical consultations during a total of 394,221 person-days of observation. No such events occurred in 298 subjects (31.8%); 114 experienced one episode; 23 (12.2%) had two; and only seven (0.7%) had more than two. Of all falls for which people sought medical attention, 85.8% resulted in injury.

Table 9 shows the adjusted associations between home hazards and the IRR for specific and pooled fall-related medical consultations. The number of home hazards increased the risk of a second fall-related medical visit (IRR = 1.27).

Tableau 9 Adjusted^a incidence rate ratio (IRR) for home hazard-fall related medical consultation relationship among the community-dwelling elderly, according to the fall rank or pooled fall group

Risk factor	Fall rank number		All falls
	1 <i>n</i> = 937 ^b	2 <i>n</i> = 144	
Falls (nb)	144	30	<i>n</i> = 1 119
Total home hazards (nb)			
aIRR	n.s. ^c	1.27*	1.09*

* Significant (two-tailed) to $p \leq 0.01$, calculated from robust variance estimates.

^a Adjusted for age, sex, history of falls, type of residence, nutritional risk, alcohol consumption, gait and balance and medications.

^b *n* of subjects at risk for the considered fall stratum or pooled fall groups (All falls = 937 subjects are equivalent to 1 119 subjects).

^c Not statistically significant.

5.7 Discussion

To our knowledge, this is the first observational study focusing on home hazards threatening community-dwelling older persons who receive home-care services. Our results demonstrate that standard Cox regression ignoring changes in exposure during the follow-up masks the statistical association between home hazards and falls in the community-dwelling seniors. They also show that each hazard item identified in the home increases the risk of falling by about 19%. The relative weight of the incidence rate ratio associated with each home hazard remains high, whatever the rank of fall recurrence.

Some researchers^{11,25,26} have suggested that the failure to find a home hazard-fall relationship depending on measures at baseline could be explained by the fact that the hazards were eliminated before the participants actually experienced any falls. Gill et al.¹¹ attempted to address this problem. They updated the hazards at one year, on the basis of information gathered during the follow-up home assessment. They also analysed the data by restricting the follow-up period to the first six months after the baseline assessment. In the end, both attempts failed to support an association between the hazards and time to a first non-syncopal fall. The

prospective study of van Bommel et al.²⁵ sought to encompass the issue by considering whether the participants experienced earlier falls during the year before baseline. The authors hypothesized that if home hazards have been eliminated among the participants who experienced falls in the past, one could expect to see that such hazards would be potentially hazardous more clearly to elderly subjects without a history of falls. They indeed found that participants with a history of past falls at admission had fewer home hazards compared to those without previous falls. However, we observed the contrary (results not presented). Also noted by van Bommel et al. was a significant hazardous effect on the risk of falling in the group of participants without a history of falls, due to an increasing number of home hazards.

Although the attempt of the authors of the two preceding papers was astute, we adopted a more efficient approach which consisted in updating home hazards once every six months during the follow-up.⁴² Other important strengths of our study include the control for intrinsic factors and lifestyle behaviours interacting in the home hazard-fall relationship, and the taking into account of all falls incurred by each person. Using the time-to-first fall or the state of “being a faller or not” as the sole outcome ignores multiple events and disregards relevant information.²⁷

Home hazards were found in the majority of houses where community-dwelling seniors lived. Even multiple hazards were present in many homes. These findings are consistent with other studies of the elderly with varying settings and methods.¹⁰⁻¹⁵ We observed that as the number of hazards increased in a room, so it increased in other rooms as well. Furthermore, the overall number of home hazards was significantly and independently associated with the incidence rate of falls, regardless of the rank of occurrence. Previous studies have reached varying conclusions, ranging from no association^{43,44} to a significant one in particular situations.^{45,46} Our results show that the number of hazards found in a house and the level of risk interact in a more complex manner than one would initially imagine. Home safety studies will remain incomplete if they continue to disregard the more intricate processes involved in one’s interaction with one’s environment and the environment’s influence on the activities in the home.^{14,22}

Carter et al.¹⁰ have already pointed out that what constitutes a hazardous home for older people remains unclear. Certain hazards are more likely to contribute to a fall than

others. Hazards present in an area or room where older persons spend more time, where they perform complex daily routines requiring complicated motor skills, are intuitively believed to increase the risk of falling^{10,11} The bathroom is identified as the most hazardous place: one in three homes has at least one hazard and 29.7% have multiple hazards. Other studies have already observed this.^{10,12,13,15,17} When we addressed the relative risk of hazards associated with specific rooms, we found that the bathroom, living room, bedroom, and hallway globally contributed to more falls than any other. Nevertheless, the bathroom and living room were not the most common places where older people fell. They ranked far lower than the bedroom and the kitchen.

Given the low frequency for several of the individual 37 hazards in the house, we could not analyze their relationship with the risk of falling or weigh the relative risk of specific hazards. Some of the less prevalent individual hazards, such as poor lighting, may have been under-reported by the therapist because they are defined by less objective criteria. Such hazards also revealed lower reliability values.^{19,24}

Prospective design, frequent contacts, standardized instruments, trained observers, repeated measures, and clinical measurements performed by a therapist limited the information bias. However, the length of time between a fall and the measure of follow-up exposure obviously varied according to the day the fall happened. Consequently, an accurate assessment of exactly when a change in exposure to time-dependent covariates might have occurred between each six-month follow-up was not possible. This would have resulted in non-differential errors in the measurement of exposures, thereby diluting the observed relation. Another potential for biased results should have occurred because of dropouts, particularly if the latter did not have the same rate of outcome (risk of falling) as those who continued in the study. With the exception of people who refused the services and were less likely to fall than the active participants at the end of the study, no other reason for loss to follow-up was associated with the falls. At 12 and 18 months, there was no significant difference in the number of home hazards at baseline between the subjects lost to follow-up and the active participant groups. Furthermore, hazards were not associated with duration in participation. It should, however, be noted that the sample participants were slightly older and included proportionally more women than the general home-care population.

5.8 Conclusion

The current study is innovative in its approach and useful in its contribution to the understanding of the interaction between home environmental hazards and falls. Our results indicate that inattention to changes in exposure masks the statistical association between home hazards and falls. They show that environmental home hazards add to the already present intrinsic factors of falls to community-dwelling seniors receiving home-care services. Each environmental hazard item identified in the house increases the risk of falling by about 19%. In other words, a house with five hazards increases the risk by 95%. The relative weight of the IRR associated to each environmental home hazard item remains high whatever the rank of fall recurrence. The hazards identified in the home also significantly increase the risk for falls resulting in a medical consultation.

The article showed the utility of a standardized instrument to assess hazards for falls in the home of older persons. Accordingly, recognition and removal of hazards should be made to reduce the global individual risk and prevent falls, before the elderly person in question becomes frail. Particular attention should be paid to the bathroom. Healthcare providers visiting older people offer a good opportunity to perform home safety assessments to identify and correct home hazards by providing education and safety supplies. Nevertheless, looking for grounded intervention, policy makers, healthcare providers and researchers should take into account the extent to which informal care is provided along with formal care. The informal caregiver network is still a key to the maintenance and improvement of health outcomes among most elderly people living at home or in the community.³⁻⁵

Our results have a strong generalizability to real-world practice and support the positive findings of randomized controlled trials and meta-analyses of trials that demonstrate the effectiveness of a home hazard reduction program, particularly for at-risk people.⁴⁷⁻⁴⁹

5.9 Acknowledgements

The authors gratefully thank all older clients and health care workers from the community health and social service centres who participated in the study.

5.10 References

1. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *Plan d'action 2005-2010 sur les services aux aînés en perte d'autonomie : Un défi de solidarité*, Québec, 2005, 45 p. Available from: URL <http://msssa4.msss.gouv.qc.ca/fr/document/publication.nsf/4b1768b3f849519c852568fd0061480d/28518fb11a0a47f7852570ab00546f83?OpenDocument> (last accessed March 27, 2009).
2. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile, Cadre de référence*, Québec, Direction générale de la santé publique, 2004, 61 p. Available from: URL <http://msssa4.msss.gouv.qc.ca/fr/document/publication.nsf/fb143c75e0c27b69852566aa0064b01c/e69780d1c112de3d85256f55007354f5?OpenDocument> (last accessed March 27, 2009).
3. Hollander MJ, Chappell NL, Prince MJ, Shapiro E. Providing care and support for an aging population: briefing notes on key policy issues. *Healthc Q* 2007;10(3):34-45.
4. Special senate committee on aging. *Canada's aging population: seizing the opportunity*. Ottawa, Sénat du Canada, 2009, 233 p. Available from: URL <http://www.parl.gc.ca/40/2/parlbus/commbus/senate/com-e/agei-e/rep-e/AgingFinalReport-e.pdf> (last accessed September 21, 2009).
5. Canadian Healthcare Association. *Home care in Canada: from the margins to the mainstream*. Ottawa, 2009, 150 p. Available from: URL http://www.cha.ca/documents/Home_Care_in_Canada_From_the_Margins_to_the_Mainstream_web.pdf (last accessed September 21, 2009).
6. Bégin C., Boudreault V., Sergerie D. *La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile. Guide d'implantation – IMP*, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2007, 682 p. Available from: URL <http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/643-LaPreventionChutesServicesAinesVivantDomicile.pdf> (last accessed September 21, 2009).
7. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *Québec Public Health Program 2003-2012*, Québec, Direction générale de la santé publique, 2003, 126 p. Available

from: URL <http://publications.msss.gouv.qc.ca/acrobat/f/documentation/2003/03-216-02A.pdf>
(last accessed March 27, 2009).

8. Rubenstein LZ. Falls in older people: epidemiology, risk factors and strategies for prevention. *Age Ageing* 2006;35 – S2:ii37-ii41.

9. Scott V, Votova K, Scanlan A, Close J. Multifactorial and functional mobility assessment tools for fall risk among older adults in community, home-support, long-term and acute care settings. *Age Ageing* 2007;36(2):130-9.

10. Carter SE, Campbell EM, Sanson-Fisher RW, Redman S, Gillespie WJ. Environmental hazards in the homes of older people. *Age Ageing* 1997;26(3):195-202.

11. Gill TM, Williams CS, Tinetti ME. Environmental hazards and the risk of nonsyncopal falls in the homes of community-living older persons. *Med Care* 2000;38(12):1174-83.

12. Huang TT. Home environmental hazards among community-dwelling elderly persons in Taiwan. *J Nurs Res* 2005;13(1):49-57.

13. Gill TM, Williams CS, Robison JT, Tinetti ME. A population-based study of environmental hazards in the homes of older persons. *Am J Public Health* 1999;89(4):553-6.

14. Gill TM, Robison JT, Williams CS, Tinetti ME. Mismatches between the home environment and physical capabilities among community-living older persons. *J Am Geriatr Soc* 1999;47(1):88-92.

15. Lamontagne I, Lévesque B, Gingras S, Maurice P, Verreault R. [Environmental hazards for falls in elders in low income housing]. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2004;52(1):19-27. In French.

16. Fletcher PC, Hirdes JP. Restriction in activity associated with fear of falling among community-based seniors using home care services. *Age Ageing* 2004;33(3):273-9.

17. Clemson L, Roland M, Cumming R. Occupational therapy assessment of potential hazards in the homes of elderly people: An inter-rater reliability study. *Aust Occup Ther J* 1992;39(3):23-6.
18. Rodriguez JG, Baughman AL, Sattin RW, deVito CA, Ragland DL, Bacchelli S, Stevens JA. A standardized instrument to assess hazards for falls in the home of older persons. *Accid Anal Prev* 1995;27(5):625-31.
19. Letts L, Scott S, Burtney J, Marshall L, McKean M. The reliability and validity of the Safety Assessment of Function and the Environment for Rehabilitation. *British Journal of Occupational Therapy* 1998;61:127-32.
20. Clemson L, Fitzgerald MH, Heard R, Cumming RG. Inter-rater reliability of a home fall hazards assessment tool. *Occupational Therapy Journal of Research* 1999;19(2):83-100.
21. Mackenzie L, Byles J, Higginbotham N. Reliability of the Home Falls and Accidents Screening Tool (HOME FAST) for identifying older people at increased risk of falls. *Disabil Rehabil* 2002;24(5):266-74.
22. You L, Deans C, Liu K, Zhang MF, Zhang J. Raising awareness of fall risk among Chinese older adults. Use of the Home Fall Hazards Assessment tool. *J Gerontol Nurs* 2004;30(6):35-42.
23. Morgan RO, Devito CA, Stevens JA, Branche CM, Virnig BA, Wingo PA, Sattin RW. A self-assessment tool was reliable in identifying hazards in the homes of elders. *J Clin Epidemiol* 2005;58(12):1252-9.
24. Stevens M, Holman CD, Bennett N, de Klerk N. Preventing falls in older people: outcome evaluation of a randomized controlled trial. *J Am Geriatr Soc* 2001;49(11):1448-55.
25. van Bommel T, Vandenbroucke JP, Westendorp RG, Gussekloo J. In an observational study elderly patients had an increased risk of falling due to home hazards. *J Clin Epidemiol* 2005;58(1):63-7.

26. Cumming RG, Thomas M, Szonyi G, Salkeld G, O'Neill E, Westbury C, Frampton G. Home visits by an occupational therapist for assessment and modification of environmental hazards: a randomized trial of falls prevention. *J Am Geriatr Soc* 1999;47(12):1397-402.
27. Leclerc BS, Bégin C, Cadieux É, Goulet L, Leduc N, Kergoat MJ, Lebel P. Risk factors for falling among community-dwelling seniors using home-care services: An extended hazards model with time-dependent covariates and multiple events. *Chronic Dis Can* 2008;28(4):111-20.
28. 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):342-54.
29. Laporte M, Villalon L, Payette H. Simple nutrition screening tools for healthcare facilities: development and validity assessment. *Can J Diet Pract Res* 2001;62(1):26-34.
30. Laporte M, Villalon L, Thibodeau J, Payette H. Validity and reliability of simple nutrition screening tools adapted to the elderly population in healthcare facilities. *J Nutr Health Aging* 2001;5(4):292-4.
31. Berg KO, Maki BE, Williams JI, Holliday PJ, Wood-Dauphinee SL. Clinical and laboratory measures of postural balance in an elderly population. *Arch Phys Med Rehabil* 1992;73(11):1073-80.
32. Berg KO, Wood-Dauphinee SL, Williams JI, Maki B. Measuring balance in the elderly: validation of an instrument. *Can J Public Health* 1992;83(suppl. 2):S7-11.
33. Podsiadlo D, Richardson S. The timed "Up & Go": a test of basic functional mobility for frail elderly persons. *J Am Geriatr Soc* 1991;39(2):142-8.
34. Lin MR, Hwang HF, Hu MH, Wu HD, Wang YW, Huang FC. Psychometric comparisons of the timed up and go, one-leg stand, functional reach, and Tinetti balance measures in community-dwelling older people. *J Am Geriatr Soc* 2004;52(8):1343-8.

35. Chevalier S, Lemoine O. « Consommation d'alcool », in *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 117-33. (Collection La santé et le bien-être)

36. Institut de la statistique du Québec. Questionnaire autoadministré (QAA) VI – L'alcool. In : *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 15-7. (Collection La santé et le bien-être)

37. Bégin C. *Projet-pilote régional de prévention des chutes à domicile chez les personnes âgées, Devis d'implantation dans les CLSC*, Saint-Charles-Borromée, Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 2002, 120 p.

38. Réseau francophone de prévention des traumatismes et de promotion de la sécurité. Référentiel de bonnes pratiques. *Prévention des chutes chez les personnes âgées à domicile*, Paris, éditions INPES, 2005, 156 p.

39. Holm S. A simple sequentially rejective Bonferroni test procedure. *Scand J Stat* 1979;6:65-70.

40. Allison PD. *Survival analysis using SAS: A practical guide*. Cary NC: SAS Institute inc., 1995, 304 p.

41. Cumming RG, Kelsey JL, Nevitt MC. Methodologic issues in the study of frequent and recurrent health problems. Falls in the elderly. *Ann Epidemiol* 1990;1(1):49-56.

42. Desquilbet L, Meyer L. [Time-dependent covariates in the Cox proportional hazards model. Theory and practice]. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2005;53(1):51-68. [In French.]

43. Tinetti ME, Speechley M, Ginter SF. Risk factors for falls among elderly persons living in the community. *N Engl J Med* 1988;319(26):1701-7.

44. Sattin RW, Rodriguez JG, DeVito CA, Wingo PA. Home environmental hazards and the risk of fall injury events among community-dwelling older persons. Study to Assess Falls Among the Elderly (SAFE) Group. *J Am Geriatr Soc* 1998;46(6):669-76.

45. Nevitt MC, Cummings SR, Hudes ES. Risk factors for injurious falls: a prospective study. *J Gerontol* 1991;46(5):M164-70.

46. Northridge ME, Nevitt MC, Kelsey JL, Link B. Home hazards and falls in the elderly: the role of health and functional status. *Am J Public Health* 1995;85(4):509-15.

47. Campbell AJ, Robertson MC, La Grow SJ, Kerse NM, Sanderson GF, Jacobs RJ, Sharp DM, Hale LA. Randomised controlled trial of prevention of falls in people aged ≥ 75 with severe visual impairment: the VIP trial. *BMJ* 2005;331(7520):817.

48. Cumming RG, Thomas M, Szonyi G, Salkeld G, O'Neill E, Westbury C, Frampton G. Home visits by an occupational therapist for assessment and modification of environmental hazards: a randomized trial of falls prevention. *J Am Geriatr Soc* 1999;47(12):1397-402.

49. Gillespie LD, Gillespie WJ, Robertson MC, Lamb SE, Cumming RG, Rowe BH. Interventions for preventing falls in elderly people. *Cochrane Database Syst Rev* 2003;(4):CD000340.

6 Profils d'aînés à risque de chutes récurrentes (article 3)

L'article reproduit ci-dessous avec la permission de l'éditeur est paru dans *Canadian Journal of Public Health* sous la référence suivante :

Bernard-Simon Leclerc, Claude Bégin, Élisabeth Cadieux, Lise Goulet, Jean-François Allaire, Julie Meloche, Nicole Leduc, Marie-Jeanne Kergoat. A classification and regression tree for predicting recurrent falling among community-dwelling seniors using home-care services. *Canadian Journal of Public Health* 2009;100(4):263-267. La version éditée est jointe à l'annexe XII.

6.1 Author's Affiliation

Bernard-Simon Leclerc (corresponding author) and Élisabeth Cadieux : Service de surveillance, recherche et évaluation, Direction de santé publique et d'évaluation, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 245, rue du Curé-Majeau, Joliette, QC, J6E 8S8.

Claude Bégin : Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique et d'évaluation, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 245, rue du Curé-Majeau, Joliette, QC, J6E 8S8.

Lise Goulet and Nicole Leduc : Groupe de recherche interdisciplinaire en santé, Université de Montréal, CP 6128, succursale Centre-ville, Montréal, Qc, H3C 3J7.

Jean-François Allaire and Julie Meloche : The Statistics Consulting Group, Institut Philippe-Pinel de Montréal, 10905, boul. Henri-Bourassa Est, Montréal, QC, H1C 1H1

Marie-Jeanne Kergoat : Research Centre, Institut universitaire de gériatrie de Montréal, 4565, chemin Queen-Mary, Montréal, QC, H3W 1W5.

6.2 Abstract

Objectives: A prospective, observational study was undertaken to identify risk profiles of subjects regarding the recurrence of falling among community-dwelling seniors using home-care services.

Methods: A convenience sample of 868 community-dwelling older persons, aged 65 years or older, who use home-care services offered by public community-based centres in the province of Québec. Subjects were recruited between 2002 and 2005, assessed for fall-related risk factors, and monitored for prospective falls. Data were examined by a classification and regression tree (CART) and survival analyses.

Results: Ninety-nine participants reported two falls within six months of entry to the study. Thus, the incidence of recurrent fallers was 11.4%. The tree analysis classified the population into five groups differing in risk of recurrent falling, based on history of falls in the three months prior to the initial interview, Berg balance score, type of housing, and usual alcohol consumption in the six months preceding study entry. The relative risks varied from 0.7 to 5.1. The survival analysis showed that the length of time before becoming a recurrent faller varies among risk profiles.

Conclusion: The study permitted the construction of easily interpretable risk profiles of recurrent falling. These can guide clinicians and public health practitioners to identify high risk individuals and to decide on the appropriate intervention and follow-up.

Key Words

Accidental falls, elderly, home care services, multiple classification analysis, prognosis, public health, risk factors, risk assessment, survival analysis

6.3 Résumé

Objectif : Identifier des profils d'aînés à haut risque de devenir des chuteurs récurrents parmi la clientèle des services de soutien à domicile.

Méthode : Il s'agit d'une étude d'observation prospective conduite auprès d'un échantillon de commodité de 868 personnes de 65 ans ou plus vivant dans la communauté et inscrits aux services de soutien à domicile de la mission CLSC des centres de santé et de services sociaux de la région de Lanaudière, au Québec. Le recrutement des volontaires a été effectué entre mars 2002 et juillet 2005. L'étude est caractérisée par la mesure des facteurs de risque au domicile du participant à son entrée dans le projet ainsi que par une relance téléphonique mensuelle dont le but était de documenter la survenue des chutes subséquentes. Les données ont été examinées au moyen d'un arbre de régression et de classification et d'une analyse de survie.

Résultats : Durant les six mois de leur suivi, 99 des 868 participants ont rapporté au moins deux chutes et sont considérés comme chuteurs récurrents. Cette valeur se traduit par une incidence de récurrence de 11,4 %. Les analyses statistiques ont révélé l'existence de cinq profils de risque distinctifs, dont le risque relatif varie de 0,7 à 5,1. Vivre dans une résidence pour aînés, avoir des antécédents récents de chutes multiples ou des troubles de l'équilibre et consommer de l'alcool, même occasionnellement, sont les principaux facteurs associés à une probabilité accrue de devenir un chuteur récurrent et de chuter précocement.

Conclusion : Des profils de risque de chutes récurrentes à court terme ont été établis à partir d'un nombre restreint de facteurs validés par l'expérience. Ces profils facilement interprétables peuvent aider les cliniciens et les praticiens de santé publique à identifier les aînés à haut risque et à guider leurs choix vers des interventions et des suivis appropriés.

Mots clés

Analyse de survie, arbre de régression et de classification, chutes accidentelles, facteurs de risque, personnes âgées, pronostic, services de soutien à domicile.

6.4 Introduction

Approximately 30% of community-dwelling persons, aged 65 or older, fall at least once per year, and about 15% sustain multiple falls.¹⁻⁴ Multiple falls are associated with an increased risk of institutionalization and death.^{4,5} In addition to injury, recurrent falls can reduce self-confidence, mobility, and social contacts.⁶

Numerous factors might contribute to falls.⁷ Some can be corrected and, thus, the event can be avoided. The most efficient interventions are those which target screened fallers with the highest risk of falling again, rather than elderly people identified indiscriminately.^{4,7,8}

The increasing number of elderly people is leading to greater demand for home-care services. Preventing falls among community-dwelling seniors using home-care services has become a priority in Québec.^{7,9} Nonetheless, risk factors for falling are overlooked in this specific population.^{4,6}

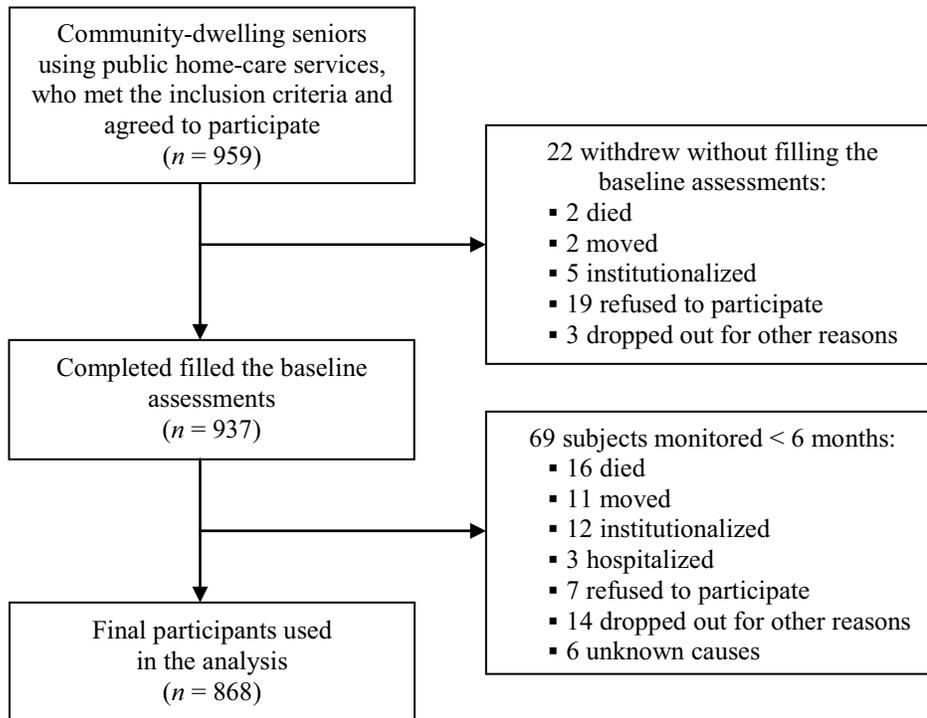
Clinicians are interested in predicting adverse outcomes. The aim of this study has been to develop profiles for predicting the risk of recurrent falling, using a classification and regression tree-based survival analysis.

6.5 Methods

6.5.1 Setting and subjects

The sample studied here was a convenience sample of volunteers recruited between March 2002 and July 2005 among community-living persons, aged 65 years or older, who were receiving public home nursing care, personal care and support services because of a temporary disability or a loss of functional autonomy¹⁰. People who could speak neither French nor English, those not able to walk more than six meters, and those with reduced communication and cognition according to the Functional Autonomy Measurement System¹⁰ were excluded. All subjects gave informed consent. The study was approved by the authorities of each participating centre. Additional methodological details are provided elsewhere.¹¹ Of the 959 persons who met the study inclusion criteria and agreed to participate, 868 participants were used in the analyses (Figure 5).

Figure 5 Flow chart describing the study sample of community-dwelling seniors using home-care services



6.5.2 Assessment of falls and predictors

A fall was defined as an event resulting in the subject inadvertently coming to rest on the ground, floor, or other lower level. Excluded were sports-related falls.¹ The outcome was measured by self-report using monthly telephone questionnaire. A falls calendar was previously given to individuals to mark events each time they appear. Recurrent fallers were subjects who had fallen twice within the first six-month of follow-up.^{3,12}

Potential predictors of recurrent falling and subjects' characteristics were ascertaining at baseline at home. Number of falls in the prior three months was categorized as 0, 1, or ≥ 2 . Nutritional screening was performed on a graded 13-point scale to identify individuals at high risk of energy and nutritional intake deficiencies. Pre-established categories were defined as follows: 0-2, 3-5, and 6-13.^{13,14} Body weight was self-reported and height was measured. BMI values were defined as ≤ 20 , 21-29, and ≥ 30 . Gait and balance were assessed by the Berg scale¹⁵⁻¹⁷ on a 56-point scale (≤ 30 , 31-44, and ≥ 45), and by the Timed Up & Go test^{18,19}

which measures the overall time, in seconds, to complete a series of functional tasks (≤ 20 , 21-29, and ≥ 30). The cutoff values used in the study are those proposed by the developers of each clinical risk assessment tool. Data about the use of benzodiazepines (yes/no) and number of daily consumed prescribed drugs were recorded from the containers. A history of alcohol consumption was obtained according to the Institut de la statistique du Québec questionnaire.^{20,21} Responses were categorized for both drinking in the preceding week (yes/no) and usual drinking during the last six months (non-drinker, less than one to three times a month, once to six times a week, every day). Subjects' homes were assessed for 37 environmental hazards using a standardized checklist with unknown validity and reliability.²²⁻²⁴ Overall and room-specific hazard scores were computed by counting the number of home hazards. Housing types included: single-family house; apartment building; row housing or other unique entrance dwelling units; private community-based retirement facilities; other housing, including room in shared accommodation. Generally speaking, higher values of the measurements denoted higher risk, except for the Berg score where the opposite was true.

6.5.3 Statistical analyses

Statistical analyses were carried out using SPSS[®] version 15.0. We considered two-tailed p -values less than 0.05 as significant. A two-step analysis was performed to develop risk factor profiles for the prediction of recurrent falling.²⁵

We first performed a classification and regression tree (CART) analysis using AnswerTree SPSS[®] version 3.1.1. CART is a technique that recursively splits a parent group into two subgroups (called *nodes*) within which covariates are homogenous and between which outcome is distinct.^{26,27} The partitioning algorithm started with the covariate and split threshold that best maximized the difference in the outcome between two subgroups. The process was repeated until the first occurrence of either: no covariate significantly dichotomized the nodes further nor did any subgroup reach a minimum specified size (parent node of 25 subjects and child node of 15).

We next conducted a Kaplan-Meier analysis^{28,29} within each group to compare their risk of falling over time. The survival time was defined as the time to the second fall that occurred less than six months apart. Data were censored upon reaching a specified time point

earlier, withdrawal for any reason, or end of follow-up period. The log-rank (Mantel–Cox) test identified differences in the cumulative survival curves for all possible pairs of terminal nodes identified. The Bonferroni-Holm correction of alpha value was used for multiple comparisons³⁰.

6.6 Results

Altogether 99 of 868 participants reported two falls within six months of entry to the study. Thus, the incidence for recurrent falling was 11.4%. Of the 769 non-recurrent fallers, 151 (19.6%) reported one fall, while the others did not declare any event. Study subjects were mainly women (77.2%), of whom 76.2% were 75 years or older. Table 10 shows the baseline characteristics of non- and recurrent fallers. The recurrent fallers included significantly more males, had a lower performance of gait and balance, and experienced falls more often than non-recurrent fallers in the three months prior to study entry.

Figure 6 shows the classification tree results for predicting recurrent fallers. The root node (n° 0) comprising the entire sample ($n = 868$) was first separated into nodes n° 1 and n° 2, involving the history of falls. The 29.8% of the participants from node n° 2, falling at least two times in the three months prior to study entry, became recurrent fallers during the following six months, whereas 8.1% of participants from node n° 1, falling fewer than two times, became recurrent fallers. The analysis identified four end nodes for participants who fell at least two times in the three prior months. Among them, subjects who scored ≤ 30 on the Berg test and who reported consuming alcohol within the six months prior to baseline formed the end node n° 8 with the greatest relative risk (RR = 5.1) of becoming recurrent fallers (Figure 6 and Table 11). Conversely, those who sustained fewer than two falls prior to baseline remained undivided (node n° 1) and formed the most favourable group (RR = 0.7). Table 11 summarizes each terminal node. Three profiles (node n° 8, 5 and 7) leave people at a significantly ($p \leq 0.01$) higher than average risk of becoming recurrent fallers during the follow-up (RR = 5.1, 2.5 and 2.1).

Tableau 10 Baseline characteristics of the community-dwelling elderly, according to their status

Risk Factor	Non-recurrent fallers (n = 769)	Recurrent fallers (n = 99)
Socio-demographic variables		
Age (yrs), $\bar{x} \pm SD$	79.5 \pm 6.6	79.0 \pm 6.9
≥ 75 yrs, %	75.9	77.8
Male, %	21.7	31.3*
Type of residence		
House/single-family home, %	57.1	54.5
Residential facility, %	12.2	18.2
Home hazards, $\bar{x} \pm SD$	3.2 \pm 2.3	3.5 \pm 2.6
Body composition		
BMI (kg/m ²), $\bar{x} \pm SD$	28.1 \pm 6.9	27.4 \pm 5.3
Underweight (BMI ≤ 20) %	10.1	8.1
Obesity (BMI ≥ 30), %	34.7	30.3
Nutrition		
Screening score, $\bar{x} \pm SD$	3.7 \pm 1.9	3.8 \pm 2.0
High nutritional risk (values ≥ 6), %	15.6	20.2
Gait, balance and mobility		
Berg balance score, $\bar{x} \pm SD$	43.9 \pm 8.8	39.5 \pm 8.5***
Impaired balance (Berg ≤ 30), %	8.6	15.2*
Timed up & Go score (sec), $\bar{x} \pm SD$	23.5 \pm 16.7	27.6 \pm 17.2*
Impaired mobility (TUG ≥ 30), %	17.9	25.3
Medication use		
Distinct prescribed drugs daily, $\bar{x} \pm SD$	8.7 \pm 4.2	9.4 \pm 4.1
≥ 4 prescribed drugs per day, %	87.1	91.9
Benzodiazepine use, %	47.2	50.5
Alcohol use		
Consumption in past 7 days, %	20.2	21.2
Consumption in past 6 months, %	46.3	52.5
History of falls, in past 3 months, %	33.5	65.7***

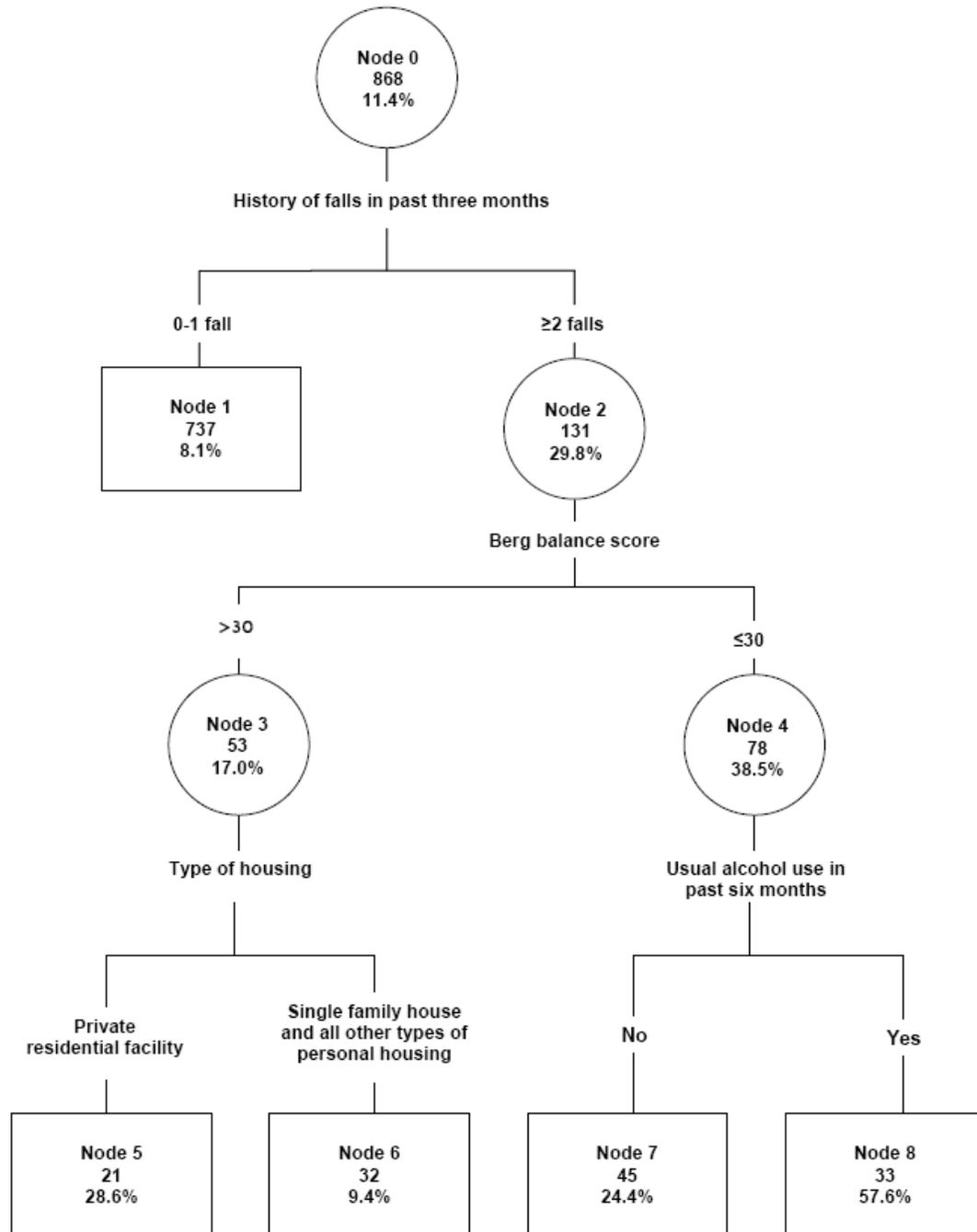
* $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$; *** $p \leq 0.001$.

Tableau 11 Summary of the tree for predictions recurrent fallers at six-month follow-up among community-dwelling seniors using home-care services, in descendant order according to the relative risk

Node n° and profile	Number of subjects	Incidence of recurrent fallers (%)	Relative risk
#8: ≥ 2 falls in prior three months, ≤ 30 on Berg balance scale, alcohol intake in prior six months	33	57.6*	5.1
#5: ≥ 2 falls in prior three months, > 30 on Berg balance scale, living in private residential facility	21	28.6*	2.5
#7: ≥ 2 falls in prior three months, ≤ 30 on Berg balance scale, no prior alcohol intake	45	24.4*	2.1
#6: ≥ 2 falls in prior three months, > 30 on Berg balance scale, living in single family house or other types of personal housing	32	9.4	0.8
#1: < 2 falls in prior three months	737	8.1*	0.7
Total	868	11.4	1.0

* The incidence of recurrent fallers in node differs significantly from the total sample incidence at the 0.05 level, after Bonferroni-Holm adjustment for multiple comparisons.

Figure 6 Classification tree for predicting the risk of recurrent falling at six-month follow-up among community-dwelling seniors using home-care services



Survival curves for each of the terminal nodes are presented in Figure 7. Subjects in node n^o 8, who fell earlier (average survival time = 124 days), were those who fell more often (RR = 5.1). Conversely, those in node n^o 1, who fell later (average survival time = 176 days),

were those who fell less often (RR = 0.7). The probability of not being a recurrent faller over the six-month follow-up is equivalent to 100 minus the incidence of recurrent falling. Statistical difference in the cumulative survival curves of each node are given in Table 12.

Figure 7 Estimated Kaplan-Meier survival curves for predicting the risk of recurrent falling at six-month follow-up among community-dwelling seniors using home-care services, according to the risk profiles (nodes)

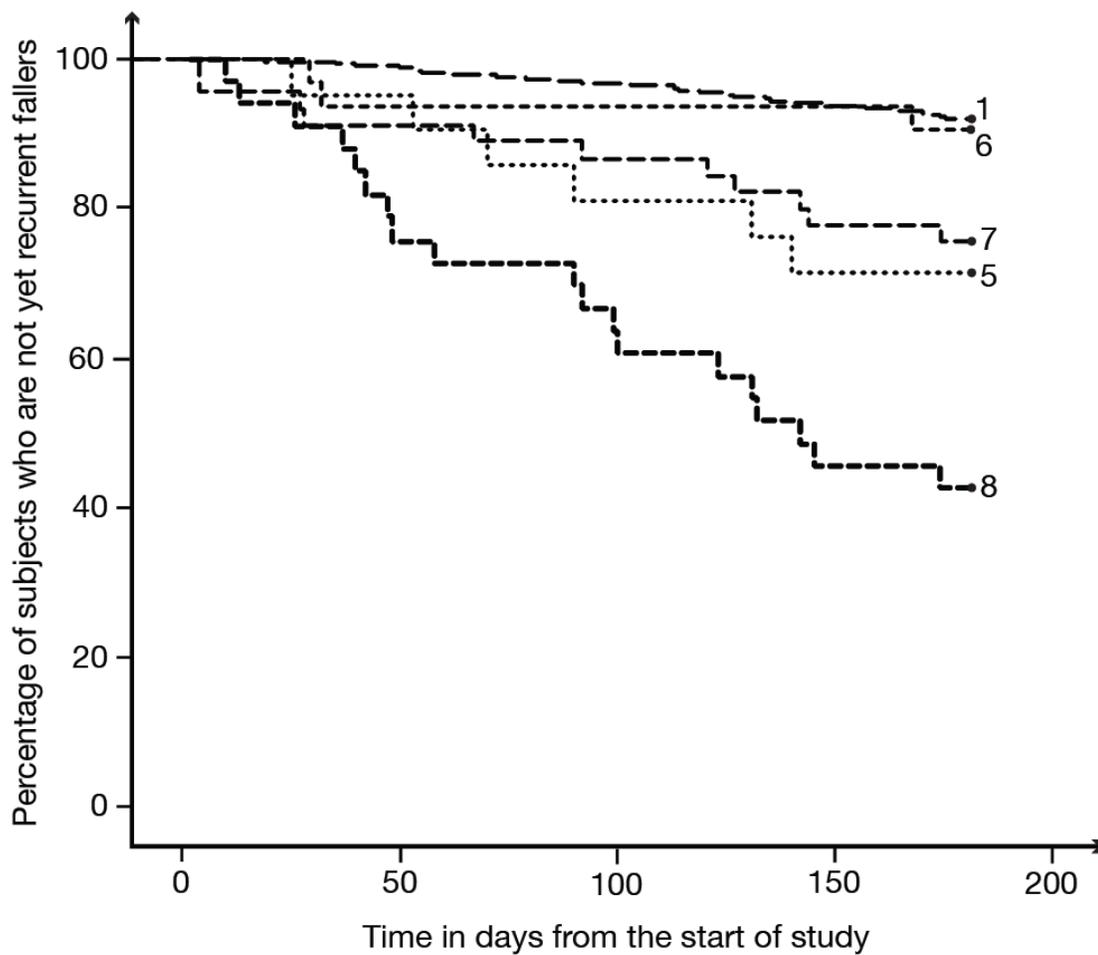


Tableau 12 Pairwise comparisons of survival curves for predicting recurrent fallers at six-month follow-up among community-dwelling seniors using home-care services, according to the Log-rank (Mantel-Cox) test

Node n°	1	5	6	7	8
1	1.000				
5	0.000*	1.000			
6	0.780	0.071	1.000		
7	0.000*	0.712	0.094	1.000	
8	0.000*	0.045	0.000*	0.003*	1.000

* Significantly different at the 0.05 level (two-tailed test), after Bonferroni-Holm adjustment for multiple comparisons.

6.7 Discussion

The CART and survival analyses divided the population into five specific combinations of predictors, and characterized them by an estimated risk of becoming a recurrent faller and of length of time before becoming a recurrent faller.

The methodology identified three profiles of higher short-term risk of recurrent falling among the community-dwelling elderly who use home-care services. A history of falls in the three months prior to the initial interview emerged as a predictor of recurrent falling; results seemed to indicate that a recurrent faller was likely to remain so. Also at a high risk of becoming recurrent fallers were participants with ≥ 2 prior falls and a score of ≤ 30 on the Berg balance scale (node n° 4) – particularly those who drank alcohol in the six months preceding their examination (node n° 8) – as well as participants with as many prior falls but with a score higher than 30 on the Berg scale, who lived in a private residential facility (node n° 5).

Leclerc *et al.*³¹ have previously compared different statistical methods to identify predictors of falls among community-dwelling seniors who use home-care services. They have shown that a history of falling, the Berg balance score, and residential facility housing each appear to be a predictor of falls, whatever the outcomes (number of falls, time to first fall, and time to each recurrent fall). Our results concur with authors who consider a history of falls in

the previous year as high risk criteria for falling and for eligibility in intervention programs.⁷ Nevertheless, not all subjects with a history of falls run a greater risk of becoming recurrent fallers. Notably, elderly people in node n^o 1 were significantly less likely than on average, even if they had already fallen once.

The first and only study applying a tree-based methodology for the prediction of falls was conducted by Stel *et al.*³ Although they did not use the same subset of predictors as we did, the history of falls in the previous year clearly emerged as the prime predictor of recurrent falls. They also used a similar approach, the tree-structured survival analysis. We preferred not to use it for the following reasons. It was developed for running on S-plus 3 by two programmers external to the statistical firm.^{32,33} The program has not been updated and TSSA is no longer supported by either the current versions of S-plus or the firm. We also noted that the algorithm implemented in the program could continue to divide a parent node, even in the absence of statistical significance of a split.

The tree-based methodology provides a number of advantages over linear, logistic, and Cox regression models. Firstly, it is a non-parametric and non-linear technique. It does not require any *a priori* distributional assumption and knowledge about the underlying relationships between the predictors and the dependent variable.^{3,27,33,34} Hence, the method is useful in situations where there are interactions among variables: the cases are partitioned and each group is analyzed separately. Second, CART allows the construction of directly applicable fall risk profiles. Contrary to regression analyses where all predictors must be measured in order to identify the risk of falls, few predictors should be required to recognize the risk profile of a new case.³

A number of cautions arise from our study. Firstly, monitoring falls in cohort studies relies on some form of self-report, typically done by having participants recall whether or not they have fallen over a designated time period. Active registration by the participant and a monthly phone call delivered by a caregiver reduce the problem of recall over long periods, but require that participants remember and make the effort to mark the event after having experienced a fall. Further, regardless of the method of self-reporting, seniors may be reluctant to admit they have fallen. These limitations around self-report have led to the conclusion that reliance on self-report likely produces an under-reporting.³⁵ Second, the findings with CART

do not necessarily imply cause and effect relationships, but simple statistical associations. Third, we should remember that any data-driven clustering results must be validated by using a separate sample. Fourth, the question of what constitutes an appropriately sized tree remains unresolved. We selected stop-splitting criteria in order to attain a balance between the purity of the end-branching nodes and a reasonable number of subjects for clinical significance. Finally, biases may have occurred because of differences between the retained participants and the individuals lost to follow-up. Males, high nutritional risk (values ≥ 6), lower Berg score, as well as impaired balance (Berg ≤ 30) and mobility (TUG ≥ 30) at baseline, were more likely to be lost to follow-up. This would lead to an underestimation of the effects.

Our results tend to support the theory that multiple falls may have more intrinsic causes than a single fall^{3,36}, especially if the variables of “history of falling” and “living in a private residential facility” act as a surrogate measure of various chronic conditions and poorer functional autonomy.

6.8 Acknowledgements

The authors wish to thank all older clients and health care workers from the community health and social service centres in Lanaudière for their participation in the study. We also acknowledge the contribution of Geneviève Marquis for the data entry, Josée Payette for the data processing, and Bruce Charles Bezeau for the revision of the manuscript. The research was sponsored by the Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière and the Groupe de recherche interdisciplinaire en santé of the Université de Montréal.

6.9 References

1. 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):342-54.
2. Hill K, Schwarz J, Flicker L, Carroll S. Falls among healthy, community-dwelling, older women: a prospective study of frequency, circumstances, consequences and prediction accuracy. *Aust N Z J Public Health* 1999;23(1):41-8.

3. Stel VS, Pluijm SM, Deeg DJ, Smit JH, Bouter LM, Lips P. A classification tree for predicting recurrent falling in community-dwelling older persons. *J Am Geriatr Soc* 2003;51(10):1356-64.
4. Fletcher PC, Hirdes JP. Risk factors for falling among community-based seniors using home care services. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2002;57(8):M504-10.
5. Donald IP, Bulpitt CJ. The prognosis of falls in elderly people living at home. *Age Ageing* 1999;28(2):121-5.
6. Fletcher PC, Hirdes JP. Restriction in activity associated with fear of falling among community-based seniors using home care services. *Age Ageing* 2004;33(3):273-9.
7. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile, Cadre de référence*, Québec, Direction générale de la santé publique, 2004, 61 p.
8. Gardner MM, Robertson MC, Campbell AJ. Exercise in preventing falls and fall related injuries in older people: a review of randomised controlled trials. *Br J Sports Med* 2000;34(1):7-17.
9. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *Programme national de santé publique 2003–2012*, Québec, Direction générale de la santé publique, 2003, 133 p.
10. Tousignant M, Dubuc N, Hébert R, Coulombe C. Home-care programmes for older adults with disabilities in Canada: how can we assess the adequacy of services provided compared with the needs of users? *Health Soc Care Community* 2007;15(1):1-7.
11. Bégin C. *Projet-pilote régional de prévention des chutes à domicile chez les personnes âgées, Devis d'implantation dans les CLSC*, Saint-Charles-Borromée, Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 2002, 120 p.

12. Pluijm SM, Smit JH, Tromp EA, Stel VS, Deeg DJ, Bouter LM, Lips P. A risk profile for identifying community-dwelling elderly with a high risk of recurrent falling: results of a 3-year prospective study. *Osteoporos Int* 2006;17(3):417-25.
13. Laporte M, Villalon L, Payette H. Simple nutrition screening tools for healthcare facilities: development and validity assessment. *Can J Diet Pract Res* 2001;62(1):26-34.
14. Laporte M, Villalon L, Thibodeau J, Payette H. Validity and reliability of simple nutrition screening tools adapted to the elderly population in healthcare facilities. *J Nutr Health Aging* 2001;5(4):292-4.
15. Berg KO, Maki BE, Williams JI, Holliday PJ, Wood-Dauphinee SL. Clinical and laboratory measures of postural balance in an elderly population. *Arch Phys Med Rehabil* 1992;73(11):1073-80.
16. Berg KO, Wood-Dauphinee SL, Williams JI, Maki B. Measuring balance in the elderly: validation of an instrument. *Can J Public Health* 1992;83(suppl. 2):S7-11.
17. Berg K, Wood-Dauphinee S, Williams JI. The Balance Scale: reliability assessment with elderly residents and patients with an acute stroke. *Scand J Rehabil Med* 1995;27(1):27-36.
18. Podsiadlo D, Richardson S. The timed "Up & Go": a test of basic functional mobility for frail elderly persons. *J Am Geriatr Soc* 1991;39(2):142-8.
19. Lin MR, Hwang HF, Hu MH, Wu HD, Wang YW, Huang FC. Psychometric comparisons of the timed up and go, one-leg stand, functional reach, and Tinetti balance measures in community-dwelling older people. *J Am Geriatr Soc* 2004;52(8):1343-8.
20. Chevalier S, Lemoine O. « Consommation d'alcool », in *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 117-33. (Collection La santé et le bien-être)

21. Institut de la statistique du Québec. « Questionnaire autoadministré (QAA) VI – L'alcool », in *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 15-7. (Collection La santé et le bien-être)
22. Gill TM, Williams CS, Robison JT, Tinetti ME. A population-based study of environmental hazards in the homes of older persons. *Am J Public Health* 1999;89(4):553-6.
23. Gill TM, Williams CS, Tinetti ME. Environmental hazards and the risk of nonsyncopal falls in the homes of community-living older persons. *Med Care* 2000;38(12):1174-83.
24. Réseau francophone de prévention des traumatismes et de promotion de la sécurité. *Référentiel de bonnes pratiques. Prévention des chutes chez les personnes âgées à domicile*, Paris, éditions INPES, 2005, 156 p.
25. Fan Z, Kabrick JM, Shifley SR. 2006. Classification and regression tree based survival analysis in oak-dominated forests of Missouri's Ozark highlands. *Canadian journal of forest research* 36(7):1740-1748.
26. Breiman L, Friedman JH, Olshen RA, Stone CJ. *Classification and regression trees*. Wadsworth and Brooks/Cole, Monterey, California, 1984, 358 p.
27. Madigan EA, Curet OL. Madigan EA, Curet OL. A data mining approach in home healthcare: outcomes and service use. *BMC Health Serv Res* 2006;6:18 doi:10.1186/1472-6963-6-18. www.biomedcentral.com/1472-6963/6/18.
28. Hosmer DW, Lemeshow S. *Applied survival analysis: regression modeling of time to event data*. John Wiley and Sons Inc., New York (NY): 1999, 386 p.
29. Allison PD. *Survival analysis using SAS: A practical guide*. SAS Institute inc., Cary (NC): 1995, 304 p.
30. Holm S. A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scand J Statist* 1979;6:65-70.

31. Leclerc BS, Bégin C, Cadieux É, Goulet L, Leduc N, Kergoat MJ, Lebel P. Risk factors for falling among community-dwelling seniors using home-care services: An extended hazards model with time-dependent covariates and multiple events. *Chronic Dis Can* 2008;28(4):111-20.
32. Segal MR. Regression trees for censored data. *Biometrics* 1988;44:35-47.
33. Segal MR. Features of tree-structured survival analysis. *Epidemiology* 1997;8:344-6.
34. Clark TG, Bradburn MJ, Love SB, Altman DG. Survival Analysis Part IV: Further concepts and methods in survival analysis. *Br J Cancer* 2003;89(5):781-786.
35. Ganz DA, Higashi T, Rubenstein LZ. Monitoring falls in cohort studies of community-dwelling older people: effect of the recall interval. *J Am Geriatr Soc* 2005;53(12):2190-2194.
36. Nevitt MC, Cummings SR, Kidd S, Black D. Risk factors for recurrent nonsyncopal falls. A prospective study. *JAMA* 1989;261(18):2663-2668.

7 Discussion générale

Cette thèse a permis de démontrer de façon empirique que l'identification des facteurs de risque de chutes et l'amplitude de leurs effets dépendent du choix de la méthode statistique employée. En outre, il a été établi que la prise en compte de la variation de l'exposition aux facteurs de risque durant la période de suivi et de la dépendance entre les délais d'événements de la même unité statistique (en l'occurrence l'individu) s'avérait nécessaire pour une estimation précise et non biaisée de l'effet des covariables sur le risque d'événement. Un modèle de risques de Cox élargi avec covariables dépendantes du temps et événements récurrents a été appliqué afin d'estimer l'effet de facteurs de risque de chutes chez des personnes âgées vivant dans la communauté et ayant recours aux services de soutien à domicile des CSSS de la région de Lanaudière. Nous y reviendrons plus loin. Il importe pour l'instant de relever l'essentiel de la thèse en lien avec les objectifs spécifiques énoncés précédemment, d'établir la valeur des observations et enfin d'envisager de nouvelles avenues d'interventions et de recherche. C'est ce à quoi s'attarde ce chapitre, après avoir rappelé la pertinence du dépistage des facteurs de risque de chutes chez la clientèle ciblée.

7.1 Pertinence de l'étude

La province de Québec comporte plus d'un million de personnes qui ont franchi le seuil des 65 ans. Plusieurs autres viendront grossir les rangs dans les prochaines années étant donné un vieillissement accéléré de la population – c'est-à-dire l'accroissement de la part des plus de 65 ans. Cette situation aura des répercussions importantes sur une foule de questions sociétales, notamment au regard de l'offre et de la demande de soins de santé (Hébert, 2003; MSSS, 2005; Markle-Reid et coll., 2010a; Ullah, Finch et Day, 2010). Cependant, certains chercheurs croient que l'impact du vieillissement sur le système de soins peut être réduit par le renforcement des services de soins à domicile (Canadian healthcare association, 2009; Hollander et coll., 2007; Special senate committee on aging, 2009; Hébert, 2003) et par l'adoption de politiques susceptibles d'augmenter l'espérance de vie en bonne santé (MSSS, 2004). Dans cette voie, l'ajout de services préventifs aux services curatifs courants de soutien à domicile dispensés aux aînés dans le cadre du régime public est une voie privilégiée par le gouvernement du Québec pour réduire la vulnérabilité des aînés (MSSS, 2004).

Cette thèse traite justement des facteurs de risque de chutes chez les personnes de 65 ans ou plus recevant des services de soutien à domicile des CSSS. L'étude que nous présentons est d'autant plus ancrée dans l'actualité que, postérieurement à son initiation, le gouvernement du Québec a ciblé cette clientèle pour la mise en place d'ici 2012 du volet *Interventions multifactorielles personnalisées* en prévention des chutes pour les aînés vivant à domicile (Bégin, Boudreault et Sergerie, 2007; 2009; MSSS, 2003; 2004). Le dépistage de facteurs de risque de chutes y occupe une place prépondérante.

Cette clientèle a été retenue en priorité parce qu'elle compte des personnes « dont l'état de santé ou la présence d'incapacités les exposent à des risques importants de chutes et de blessures » (MSSS, 2005, p. 34) et qui, pour cette raison, sont susceptibles de bénéficier le plus d'une intervention couplant une évaluation multifactorielle du risque de chutes à une correction des facteurs de risque identifiés (Feder et coll., 2000; Gardner, Robertson et Campbell, 2000; Gillespie et coll., 2000; 2009). Force est de reconnaître cependant que l'on ne connaît guère cette clientèle, si ce n'est son hétérogénéité (Tousignant et coll., 2007). Malgré la pléthore d'information concernant les facteurs de risque de chutes chez les personnes âgées, peu d'attention à ce jour a porté sur les dangers de chutes qui menacent les aînés plus frêles ayant besoin de soutien pour vivre à la maison ou dans la communauté. Les documents d'orientation ministériels eux-mêmes sont muets à cet égard et en sont réduits à des hypothèses.

En somme, qu'il s'agisse d'invoquer l'activité de dépistage des facteurs de risque de chutes, les facteurs comme tels ou la population ciblée, le lecteur sera à même de constater que la présente thèse s'inscrit dans une perspective de gain de connaissances sur un thème de recherche hautement d'actualité en santé publique. Par ailleurs, s'il est important de combler les lacunes de connaissance chez cette clientèle particulière, c'est un truisme de rappeler la nécessité d'identifier les facteurs de risque de manière satisfaisante par l'emploi de méthodes épidémiologiques et statistiques appropriées.

7.2 Facteurs de risque de chutes à l'examen initial

À la faveur de nos travaux, les décideurs, les planificateurs et les praticiens de la santé publique possèdent maintenant un aperçu de l'ampleur des facteurs de risque de chutes chez

les personnes de 65 ans ou plus recevant des services de soutien à domicile. Évidemment, il convient toujours d'être prudent dans l'extrapolation de résultats à une population plus large. Nous y reviendrons plus loin.

Le résultat aux tests, examens et autres épreuves cliniques délimitait des catégories prédéfinies du risque de chutes. La quasi-totalité (99,6 %) des usagers présentaient au moins un facteur à haut risque parmi les cinq investigués. L'exposition à des risques multiples était répandue, avec une moyenne de presque trois (2,7) facteurs à haut risque distincts par participant.

Nous avons cru bon de rassembler l'information sur les facteurs de risque collectée à l'examen initial, puisqu'elle n'a pas été rapportée explicitement dans les articles. Ainsi, parmi les participants :

- 39 % avaient vécu au moins une chute au cours des trois mois précédant leur entrée dans le projet, alors que l'événement était survenu plus d'une fois chez 15 % des participants.
- 10 % affichaient un poids insuffisant ($IMC \leq 20 \text{ kg/m}^2$), tandis que 34 % étaient obèses ($IMC \geq 30 \text{ kg/m}^2$).
- 18 % pouvaient être considérés à risque élevé d'insuffisance d'apports énergétiques et nutritionnels (valeur ≥ 6), d'après l'outil de dépistage développé par Payette.
- 10 % présentaient une altération de l'équilibre, d'après l'échelle de Berg (valeur ≤ 30).
- 20 % montraient un problème de capacités motrices, d'après le test Timed Up and Go (valeur ≥ 30 secondes).
- 23 % présentaient une altération de l'équilibre ou des capacités motrices, d'après la batterie de tests retenus (valeur à l'échelle de Berg ≤ 30 ou valeur ≥ 30 secondes au test Timed Up and Go).
- 88 % prenaient quotidiennement plus de trois médicaments différents prescrits, et 46 %, des benzodiazépines.
- La consommation moyenne était de neuf médicaments distincts par jour.
- 90 % présentaient un risque élevé de chutes en raison du nombre de leur médication d'ordonnance (≥ 4 classes distinctes) et de la prise de benzodiazépines.

- 47 % avaient consommé de l'alcool au cours des six mois précédant leur examen initial. De ce groupe, 20 % avaient pris au moins une consommation durant la semaine précédente.
- À peine 2,2 % avaient une consommation d'alcool présentant un danger important (≥ 12 consommations par semaine ou ≥ 3 consommations par jour en moyenne au cours de la semaine précédant l'entrevue).
- 91 % vivaient dans des habitations comportant des risques environnementaux de chute, avec en moyenne trois items dangereux par domicile.
- La salle de bains était l'endroit le plus commun où se retrouvaient de tels risques. Une maison sur trois en renfermait au moins un et, dans 30 % des cas, elle en comptait même plus d'un.

Une fois les facteurs de risques putatifs mesurés chez la personne âgée et dans son environnement, l'étape suivante a consisté à démontrer leur relation effective avec le risque de chutes.

7.3 Facteurs associés à l'augmentation du risque de chutes

Nos données rappellent que les chutes ne sont pas des événements fortuits, mais plutôt des événements prévisibles, puisque certains facteurs chez l'individu rendent plus probable leur survenue. En effet, la survenue de chutes – et, dans certains cas, de chutes nécessitant le recours à des soins ou des services médicaux – s'est avérée significativement et indépendamment associée à divers facteurs liés à la condition de l'individu, à ses habitudes de vie et à son environnement. Les résultats de notre étude concordent dans l'ensemble avec ceux des études antérieures (Fletcher et Hirdes, 2002a), sauf que nous avons la prétention de croire que nos estimations des mesures d'association pour les variables prédictives identifiées sont plus valides étant donné la méthode statistique utilisée.

Voici les facteurs de risque de chutes dont l'influence soutenue a été démontrée dans l'étude¹¹ :

- Être de sexe masculin
- Se situer dans les tranches d'âge inférieures

¹¹ RTI (β commun) statistiquement significatifs d'après le modèle de WLW avec covariables dépendantes du temps notés pour l'ensemble des chutes rapportées.

- Avoir déjà chuté
- Obtenir un score bas à l'échelle d'équilibre de Berg, témoignant d'une altération de l'équilibre
- Avoir un faible indice de masse corporelle
- Consommer des médicaments de type benzodiazépine
- Vivre dans un environnement domiciliaire comportant plus d'éléments de risque
- Vivre dans une résidence privée pour personnes âgées

D'autres chercheurs, revue systématique à l'appui, allèguent par ailleurs l'existence de profils de risque de chutes différents parmi différentes populations d'aînés. Par « profil », nous entendons une présentation clinique particulière qui caractérise une population de personnes âgées par rapport à une autre. Ce profil, de nature descriptive, constitue un jugement posé par le chercheur après avoir rassemblé et analysé un ensemble d'études portant sur le sujet, puis à en faire la synthèse. Cette notion diffère totalement de celle à laquelle réfère le même terme dans le contexte de l'analyse de classification et de régression. Ce dernier « profil », de nature prédictive, constitue alors une combinaison particulière de facteurs de risque associée à un risque de chutes donné au sein d'une même population de personnes âgées.

D'après Scott et ses collaborateurs (2007) ainsi que Morris (2007), le profil des personnes âgées plus actives vivant dans la communauté tendrait à être davantage lié à la motricité, aux environnements dangereux et aux comportements à risques. Les personnes qui ont besoin de soutien pour vivre dans la communauté auraient plutôt tendance à chuter en raison des conséquences fonctionnelles de problèmes de santé et de maladies chroniques, comme l'arthrite, la dépression et l'usage de psychotropes. Les résultats de notre étude chevauchent les deux profils décrits, sans prédominance pour l'un ou pour l'autre. En fait, nos observations concordent plutôt avec celles relevées dans une autre étude réalisée auprès d'aînés vivant dans la communauté et recevant des services de soins à domicile : présence d'éléments de risque dans l'environnement domiciliaire, problèmes d'équilibre, maladies chroniques et indicateurs de mauvais état de santé générale (Fletcher et Hirdes, 2002a).

Il convient de commenter quelques-uns de nos résultats. Au fur et à mesure que le nombre de facteurs de risque augmente, les risques de chute deviennent plus élevés. Le

nombre d'éléments de risque dans l'environnement domiciliaire et l'historique des chutes sont des prédicteurs importants et stables des chutes de personnes âgées, quels que soient le numéro d'ordre ou le mode de combinaison des chutes. Le fait qu'une personne ait déjà chuté par le passé accroît le risque de chutes dans l'avenir – même lointain –, ce qui donne à penser que si on ne supprime pas les causes des chutes antérieures pour lesquelles la variable sert de substitut, la personne courra plus de risques de subir d'autres chutes causées par les mêmes facteurs (O'Loughlin et coll., 1993).

Les personnes qui vivent en résidence privée pour personnes âgées autonomes ou en légère perte d'autonomie (requérant moins d'une heure-soins par jour) sont plus à risque de chutes que les autres, probablement en partie parce que la variable en question est un indicateur d'état chronique ou d'autonomie réduite. Étant donné que la variable *résidence privée pour personnes âgées* est apparue significative lorsque les expositions dépendantes du temps ont été prises en compte, il est aussi possible que celle-ci se soit révélée ainsi de par son effet d'ajustement pour la variable *dangers environnementaux*. L'âge est connu comme un facteur de risque important (Fletcher et coll., 2009; Gama et Gómez-Conesa, 2008; Morris, 2007; Weeks, 2007) mais pas indépendant, car son effet est multifactoriel. L'augmentation de l'âge accroît simplement l'exposition à plusieurs facteurs de risque (Lefauveau et Fardellone, 2004). Dans les faits, une fois la mesure ajustée pour les variables confondantes, les personnes plus jeunes se révèlent au contraire plus à risque de chutes que les personnes plus âgées, probablement parce qu'elles ont une vie plus active (Carpenter, 2010; Lord, Menz et Sherrington, 2006). Il est également possible que les personnes plus âgées aient réduit leurs activités par peur de tomber.

Les présentes conclusions diffèrent cependant de la majorité des recherches concernant la variable *sexe*. Dans notre cas, les hommes se sont montrés plus à risque de chutes que les femmes alors que la majeure partie de la littérature suggère l'inverse (Fletcher et coll., 2009; Gama et Gómez-Conesa, 2008; Morris, 2007; Weeks, 2007). Malgré tout, deux autres études ont observé un risque accru chez les aînés masculins vivant dans la communauté (Fletcher et Hirdes, 2002a; Sai et coll., 2010), dont la première parmi ceux recevant des services de soins à domicile. Ces auteurs ont spéculé sur les raisons possibles pour justifier ces différences. Par exemple, l'augmentation apparente du risque de chutes chez les femmes pourrait tout

simplement être la résultante d'une certaine réticence des hommes à signaler la chute ou être le résultat de facteurs non examinés associés au sexe (Campbell, Spears et Borrie, 1990; Fletcher et Hirdes, 2002b; Lindsay, 1988; Melton et Riggs, 1985), comme l'utilisation plus grande de médicaments psychotropes chez les femmes (Bartlett et coll., 2009; Campbell, Spears et Borrie, 1990; Maxwell, Neutel et Hirdes, 1997). Il est aussi concevable que ce groupe d'hommes chuteurs recevant des services de soins à domicile puisse représenter un groupe distinct par rapport à d'autres hommes rapportés dans la littérature. Par exemple, l'échantillon de notre étude peut inclure des hommes en moins bonne santé nécessitant davantage de soins à domicile ou des hommes capables de rester à la maison précisément parce qu'ils reçoivent des services de soutien à domicile et l'aide de leur conjointe, une situation qui ne serait pas nécessairement le lot de la majorité des femmes dans le besoin. D'autres études (Filiatrault, Desrosiers et Trottier, 2009; Fletcher et Hirdes, 2004) ont révélé que les femmes étaient plus craintives que les hommes à l'idée de tomber. Advenant que ce soit le cas dans notre échantillon, les femmes pourraient avoir été portées à restreindre leurs activités et se seraient ainsi exposées à moins de risques de chutes. Quoi qu'il en soit, plus de recherches dans ce domaine sont nécessaires afin de vérifier si les hommes vivant dans la communauté et ayant recours aux services de soutien à domicile expérimentent véritablement plus de chutes que les femmes et pour élucider les différentes hypothèses avancées.

Nous avons étudié les chutes ayant nécessité une consultation médicale comme une autre mesure de résultats, en supposant que cette mesure sert d'indice de gravité de la chute. Nous avons alors défini comme covariable dépendante du temps la variable *chutes antérieures*, cela dans le but de vérifier si une chute n'ayant pas nécessité une consultation médicale avait été déclarée dans les trois mois précédant une consultation médicale liée à une chute. Les valeurs ajustées du rapport des taux d'incidence ont permis de déterminer que les dangers de l'environnement domiciliaire, le score à l'outil de dépistage nutritionnel, le fait de vivre dans une résidence privée pour aînés et l'historique des chutes étaient des prédicteurs significatifs et indépendants des consultations médicales liées aux chutes dans leur ensemble. Le fait d'avoir chuté dans les trois mois précédant chaque nouvel événement étudié était un facteur de protection contre toute chute nécessitant une consultation médicale. À prime abord, ce résultat paraît plus difficile à expliquer. Peut-être est-il le fait de personnes devenues plus

vigilantes à la suite d'une chute sans conséquences sérieuses et qui ont pris des mesures concrètes pour modifier leurs habitudes et leur environnement.

7.4 Comparaison des résultats selon la méthode statistique utilisée

L'originalité de nos travaux tient par ailleurs au fait qu'ils démontrent que l'identification des facteurs de risque de chutes (précision des estimations) et l'amplitude de leurs effets (estimations ponctuelles) dépendent du choix de la méthode statistique employée. Cette conclusion ravive du coup les doutes exprimés plus tôt par Cumming, Kelsey et Nevitt (1990) et mésestimés contre toute attente.

La présente thèse visait à déterminer la méthode la plus convenable pour l'étude des chutes et de leurs déterminants. Aucune méthode statistique ne peut évidemment reproduire parfaitement le comportement humain. Cependant, nos résultats montrent que toute tentative de résoudre le problème de l'exposition variable dans le temps et celui des événements récurrents par des solutions improvisées mène à de sérieuses erreurs. À notre connaissance, il n'existe qu'une seule occasion où ces deux problèmes ont été examinés simultanément. Il s'agit d'une thèse de doctorat déposée en 1991 (O'Loughlin, 1991) et publiée ultérieurement dans une revue scientifique (O'Loughlin et ses coll., 1993). Cela dit, l'auteure ne compare pas les résultats produits par différentes méthodes statistiques et la statistique a fait des progrès depuis ce temps. Il existe maintenant sur le marché des progiciels qui permettent d'exploiter correctement sur le plan statistique les données mentionnées plus haut. Les méthodes contenues dans ces progiciels ont fait l'objet de nombreux ouvrages statistiques, mais elles sont encore peu utilisées dans les études portant sur les chutes, car les progrès réalisés en statistique tardent souvent à se manifester dans le domaine clinique et le domaine de la santé publique (Mahé et Chevret, 1999).

En revanche, d'autres chercheurs du domaine se sont intéressés séparément au problème de l'exposition variable dans le temps ou à celui des événements récurrents. Ray, Thapa et Gideon (2002) ont démontré les conséquences des erreurs de classification sur les mesures statistiques lorsque la variation de l'exposition dans le temps n'était pas considérée. Une synthèse systématique de 682 articles scientifiques a par ailleurs mené van Walraven et coll. (2004) à affirmer que les biais relatifs à la non-considération des expositions dépendantes

du temps dans les analyses de survie garnissaient les revues de renommée. Une autre synthèse systématique, portant cette fois sur des essais contrôlés randomisés publiés entre 1994 et 2006, a établi que moins du tiers étaient appuyés sur des méthodes statistiques appropriées pour l'étude des chutes récurrentes (Donaldson et coll., 2008). Avec les méthodes prenant en compte les chutes récurrentes, le groupe de Gill (2009) a mis en évidence une association statistiquement significative entre l'inactivité physique et le risque de chutes. Cette association statistiquement significative avait échappée aux approches conventionnelles. Robertson et coll. (2005), qui ont utilisé les données d'essais contrôlés randomisés pour évaluer l'efficacité d'un programme d'exercices de prévention des chutes, ont fait remarquer que la régression binomiale négative était plus facile à utiliser que les modèles de régression de Cox de AG et de WLW. Enfin, l'analyse d'Ullah, Finch et Day (2010) a révélé, au moyen de quatre ensembles distincts de données (trois essais cliniques et une étude de cohorte), que le modèle de régression de Poisson s'était avéré moins performant que la régression binomiale négative ou que toute autre méthode éprouvée.

Dans l'un des articles intégrés à cette thèse, nous avons examiné les diverses méthodes qui servent à étudier la variation de l'exposition au risque durant la période de suivi et la récurrence des événements chez une même personne. Nous avons illustré notre analyse en recherchant les facteurs de risque de chutes chez les aînés. Nous avons concentré notre attention sur les aspects statistiques et méthodologiques et avons formulé des conclusions sur les facteurs de risque dans la mesure où les résultats étaient différents d'une analyse à l'autre. Nous avons exposé les raisons qui nous permettent de croire que la méthode de WLW est un choix judicieux pour les besoins de notre étude. C'est principalement parce qu'elle se prête naturellement à l'analyse des données sur l'exposition variable dans le temps et la récurrence des événements au moyen d'hypothèses minimales (Desquilbet et Meyer, 2005; Li et Lagakos, 1997). D'autres auteurs signalent en outre la robustesse de cette méthode et sa grande efficacité dans de nombreuses situations concrètes (Wei et Glidden, 1997).

Nous avons ainsi considéré la méthode de WLW avec covariables dépendantes du temps comme la méthode de référence pour porter un jugement sur l'existence ou non d'un biais. Bien que le terme « biais » soit employé dans un sens large, son utilisation correspond aux définitions en usage, dont celles fournies dans le dictionnaire d'épidémiologie de John M.

Last (2004) : « écarts des résultats ou des inférences par rapport à la réalité ou processus menant à un tel écart ». Parmi les façons dont peut survenir cette déviation, Last mentionne :

- Une variation des mesures statistiques sommaires (moyennes, taux, mesures d'association, etc.) par rapport à leur valeur réelle survenant par suite d'une variation systématique des mesures, d'autres erreurs dans la collecte des données, ou de lacunes dans le plan d'étude ou l'analyse des données.
- Un écart des inférences par rapport à la réalité, imputable à des défauts inhérents au plan d'étude, à la collecte des données ou à l'analyse ou l'interprétation des résultats.
- Une tendance des méthodes (plan d'étude, collecte des données, analyse, interprétation, examen ou publication) à aboutir à des résultats ou à des conclusions qui s'écartent de la réalité.

Il existe différentes manières de classer les biais (Delgado-Rodríguez et Llorca, 2004). Dans le cas présent, ils pourraient être qualifiés de « biais d'information » du fait que l'erreur induite dans l'étude tire son origine de la mesure ou de l'observation de l'exposition et de la manière de définir le résultat. Cette explication du sens de l'expression « biais d'information » s'avère conforme à la définition proposée par Bernard et Lapointe (2003, p. 214) qui s'énonce ainsi : « Le biais d'information pour les mesures d'association RR et RC est une distorsion de leur estimation causée par les erreurs de classement. »

Une façon dont les méthodes peuvent entraîner des biais d'information est de faire fi des expositions qui varient dans le temps en les considérant comme des expositions fixes. Van Walraven et coll. (2004) qualifient cette situation de « time-dependent bias ». En ce qui concerne notre étude, le nombre total d'éléments de risque relevés au domicile des participants a substantiellement diminué en fonction de la durée du suivi. Au dépistage initial, la très grande majorité (91 %) des domiciles comportaient des risques environnementaux de chute, avec en moyenne 3,3 items dangereux par domicile. Évidemment, plus le projet avançait dans le temps, plus grand était le nombre de perdus de vue et moins grand le nombre de sujets susceptibles de connaître une réévaluation de leurs facteurs de risque tous les six mois. Dans les faits, 84,0 % des 959 sujets de l'échantillon initial ont maintenu leur participation durant six mois et ont accepté une deuxième évaluation des facteurs de risque, 57,2 % en ont reçu une troisième, 39,3 % une quatrième et de plus rares cas ($n = 7$) en ont reçu jusqu'à sept. En moyenne, une diminution significative de 47 % du nombre de dangers environnementaux a pu

être notée après 12 mois de participation et de 60 % après 18 mois ($p \leq 0,05$). Le sous-ensemble de sujets retenu, pour la comparaison, a alors été constitué des seuls individus dont la durée de suivi le permettait, de sorte que des analyses de variance ont été produites distinctement à 12 et à 18 mois.

Des données complémentaires publiées ailleurs (Leclerc et coll., 2009b) indiquent que le nombre de médicaments différents prescrits était significativement plus élevé à 12 mois et à 18 mois qu'au moment de prendre part à l'étude, en moyenne de 6,4 % et 9,2 %, respectivement. Les données obtenues après 12 mois de participation rendent également compte d'une diminution de la proportion de consommateurs de benzodiazépines et d'individus à risque élevé sur la base de leur consommation d'alcool (≥ 12 consommations par semaine ou ≥ 3 consommations par jour en moyenne au cours de la semaine précédant l'entrevue). À l'exception de la variable *benzodiazépines*, vraisemblablement affectée par une puissance statistique réduite (échantillon de petite taille), on note que la tendance s'était significativement maintenue après 18 mois. À l'inverse, la proportion d'individus à risque élevé sur la base de l'échelle d'équilibre de Berg (valeur ≤ 30) s'était accrue radicalement, passant de 6,5 % à 10,4 % après 12 mois et de 5,9 % à 11,1 % après 18 mois.

Négliger de tenir compte des expositions qui varient dans le temps pourrait induire un biais non différentiel advenant que les erreurs de classement affectent similairement les groupes comparés. L'erreur de classement non différentielle a généralement pour effet de forcer la mesure d'association (risque relatif) vers la valeur de non association (« biais toward the null »). Rappelons par contre que l'implantation du dépistage des facteurs de risque de chutes chez les personnes âgées a été réalisée dans un contexte de soins à domicile des CLSC. Ce contexte pourrait faire en sorte que les personnes exposées à un facteur de risque donné soient plus susceptibles de recevoir des soins visant à en éliminer l'exposition. De même, les activités de dépistage des facteurs de risque, ainsi que la discussion avec les patients (au cours de laquelle leur étaient communiqués les buts de l'étude, de même que des observations sur leurs risques de chutes), ont pu en eux-mêmes constituer une intervention efficace. Une sensibilisation accrue des patients (comportant l'apprentissage de mesures de précaution appropriées) a pu tendre à réduire l'exposition subséquente aux facteurs de risque, de même que l'incidence des chutes (de Vries et coll., 2010). Cela pourrait engendrer un biais

différentiel lié au mauvais classement des individus exposés (qui ne le seraient plus après quelques mois de leur entrée dans l'étude) et réduire la capacité de mettre en évidence une relation entre le facteur de risque et la survenue d'une chute. Par exemple, dans une cohorte historique étudiant la relation entre la prise de benzodiazépines et le risque de chutes chez 2510 personnes âgées vivant en résidence de soins prolongés, Ray, Thapa et Gideon (2002) ont démontré que des erreurs de classification survenaient lorsque l'exposition était mesurée uniquement à l'admission du participant dans l'étude. Les chercheurs ont découvert que les utilisateurs de benzodiazépines à leur entrée dans l'étude – définis comme une personne qui avait pris des benzodiazépines dans les sept jours précédents – faisaient un usage courant du médicament que durant 44,6 % des personnes-jours de leur suivi, alors que les non-utilisateurs en prenaient dans 3,7 % des jours. L'erreur de classification met l'accent sur l'importance d'une réévaluation périodique de la médication, le rapport des taux d'incidence passant de 1,02 (I.C._{.95} % : 0,95–1.10) à 1,44 (1,33–1,56).

Les biais pourraient également être qualifiés de « biais d'analyse », puissent qu'ils émergent de l'utilisation de méthodes statistiques inappropriées (van Walraven et coll., 2004). Dans cette veine, nous avons fait ressortir les différences dans les estimations calculées au moyen de diverses méthodes statistiques d'analyse des facteurs de risque de chutes en fonction de l'information fournie. Premièrement, les résultats indiquent que les méthodes usuelles d'analyse telles que la régression logistique, où la variable dépendante est binaire, et la régression de Cox ordinaire, qui sert à estimer le temps écoulé avant la survenue de la première chute, sont à l'origine de biais considérables, comparativement au modèle de WLW avec covariables dépendantes du temps.

Deuxièmement, on constate que la régression logistique et la régression de Cox ordinaire (avec comme variable dépendante le temps écoulé avant la survenue de la première chute) font abstraction de la récurrence des chutes et mettent en évidence un moins grand nombre de facteurs de risque significatifs que la régression binomiale négative, la régression d'AG et la méthode de WLW, qui prennent en considération toute l'information disponible. Bien que la régression logistique et la régression de Cox ordinaire fassent ressortir les mêmes facteurs de risque, la première ne tient pas compte du moment où survient la chute, ce qui a pour effet de produire des valeurs du risque relatif plus élevées par rapport à la régression de

Cox ordinaire. On sait par ailleurs que la mesure d'association de la régression logistique surestime le risque relatif lorsque l'incidence d'un phénomène est relativement élevée, comme c'est le cas avec les chutes chez les aînés (Gill et coll., 2009; Muir et coll., 2010).

Troisièmement, trois méthodes, soit la régression binomiale négative ainsi que les extensions d'AG et de WLW du modèle de Cox, prennent en compte la durée du suivi, le taux global d'incidence des chutes et le lien de dépendance entre les chutes, grâce à des estimations robustes de la variance. La méthode de WLW met en évidence un plus grand nombre de facteurs de risque significatifs que les autres méthodes, mais donne moins d'importance au facteur *nombre de chutes survenues dans les trois mois ayant précédé l'entrevue initiale*. La différence des résultats des trois méthodes s'explique par l'importance que chacune des méthodes accorde au lien de dépendance entre les événements récurrents. La régression binomiale négative fait abstraction de la durée des intervalles entre les chutes, tandis que le modèle d'AG décrit explicitement l'incidence des chutes antérieures sur la probabilité de survenue d'autres chutes puisqu'il intègre la variable *nombre de chutes antérieures* en qualité de *variable dépendante du temps*. Par contre, la méthode de WLW calcule des rapports distincts pour chaque chute et calcule les coefficients et la corrélation intrasujet plus directement que la méthode d'AG, ce qui produit des estimations moyennes pondérées efficaces de l'effet (et de la variance).

Quatrièmement, nous avons comparé les résultats des modèles qui n'intègrent que les covariables de base et ceux des modèles qui intègrent les covariables dépendantes du temps. Le nombre d'éléments de risque dans l'environnement domiciliaire n'apparaît pas significativement associé aux chutes de personnes âgées lorsque les modèles considérés ne font intervenir que les covariables de base. Par contre, la même variable est statistiquement significative lorsqu'on applique les modèles qui font intervenir les covariables dépendantes du temps. Tous les modèles d'analyse de survie qui intègrent les covariables dépendantes du temps dégagent un plus grand nombre de facteurs de risque que les modèles correspondants qui n'intègrent que les covariables de base, même lorsque les estimations sont calculées en tenant compte d'une variance robuste. On note une différence plus prononcée entre les modèles qui ne considèrent que le temps écoulé avant la survenue de la première chute qu'entre ceux qui prennent en compte le temps écoulé avant la survenue de chaque chute.

Lorsque le modèle de WLW fait abstraction des covariables dépendantes du temps, on observe des biais d'orientation variée.

Par ailleurs, lorsqu'on modélise les premiers événements, on suppose implicitement que le premier événement est représentatif de tous les autres. Notre étude indique que cette hypothèse est discutable, et cela, plus en ce qui a trait à l'identification des facteurs de risque de chutes qu'à l'amplitude des estimations du rapport des taux d'incidence (qui est l'équivalent du rapport des risques instantanés) des facteurs identifiés. Les résultats de notre étude confirment en outre la pertinence d'utiliser un modèle stratifié plutôt qu'un modèle non stratifié, étant donné que le risque de survenue d'une chute varie considérablement entre les événements. Mahé et Chevret (2001) envisageaient cette possibilité lorsque la fréquence des événements par unité est « faible » (par exemple, les chutes chez les aînés vivant dans la communauté).

Nous avons étudié, postérieurement à la publication des articles inclus dans la thèse, les facteurs de risque de chutes au moyen de la régression logistique groupée (procédure GENMOD de SAS). Nous rappelons que pour les fins de cette analyse, chacune des périodes de suivi de six mois d'un sujet représentait les périodes de suivi de sujets différents. Nous avons ensuite tenu compte de la corrélation intrasujet des données en introduisant comme variable catégorielle le numéro de l'entrevue (ou de l'intervalle) de suivi et en recourant, comme pour les autres méthodes, au calcul d'une variance robuste. De même, nous avons tenu compte du lien de dépendance entre les chutes chez une même personne en considérant la survenue de chutes dans l'intervalle précédent comme une variable explicative.

Les facteurs de risque mis en évidence par la régression logistique groupée correspondent sensiblement à ceux identifiés par d'autres méthodes de régression, bien qu'elle donne plus d'importance au facteur *histoire de chutes antérieures*. La variable a été considérée quelque peu différemment pour cette analyse : elle représente le nombre de chutes (0, 1 ou ≥ 2) survenues dans l'intervalle des six mois précédents – ou au cours des trois mois précédant l'examen initial dans le cas du premier intervalle. Par ailleurs, en raison de la corrélation intrasujet, la variable catégorielle *intervalle*, qui prend les valeurs de 1 à 6, est significativement statistiquement ressortie. Nous avons remarqué que les coefficients ne sont pas tout à fait ordonnés; de façon générale, le risque augmente avec l'intervalle, mais le

cinquième intervalle semble moins risqué que le quatrième. Par contre, le nombre de sujets diminue d'un intervalle à l'autre, ce qui produit des estimations moins précises. Les résultats détaillés sont présentés à l'annexe XIV.

7.5 Profils d'aînés à haut risque de récurrence de chutes

Les cliniciens cherchent souvent à porter un jugement sur l'évolution d'une maladie ou à prévoir la survenue d'événements regrettables chez un patient. L'évaluation des risques et l'utilisation des résultats de la recherche représentent en ce sens des éléments de la prise de décisions. Elles permettent d'améliorer l'assise sur laquelle reposeront de futures interventions de santé publique. Les gestionnaires, planificateurs et intervenants en santé publique pourraient tirer avantage d'une stratégie d'identification de profils de risque qui servirait à déterminer la probabilité pour les aînés de devenir des chuteurs récurrents à court terme. Les progrès dans les méthodes statistiques nous ont fourni l'occasion d'aborder la question. Une procédure appelée *arbre de classification et de régression* a ainsi été appliquée, méthode d'ailleurs qualifiée de prometteuse par Morris (2007).

Durant les six premiers mois de leur suivi, 99 des 868 participants retenus pour cette partie de l'étude ont rapporté au moins deux chutes et ont été considérés comme chuteurs récurrents. Cette valeur se traduit par un taux de récurrence de l'ordre de 11,4 % pour six mois. Par ailleurs, les 769 autres participants ne s'étaient pas affranchis pour autant puisque 151 d'entre eux ont tout de même fait l'expérience d'une chute durant la période rapportée. Cet état de fait porte l'incidence de l'état de chuteur (sujet qui accuse au moins une chute pendant la période de suivi) à 28,8 % pour six mois.

La totalité des cas a été divisée par la procédure statistique de l'arbre de classification et de régression en cinq profils de risque : deux d'entre eux arborent un risque de récurrence de chutes plus bas que la moyenne des aînés – la moyenne étant 11,4 % – tandis que trois autres témoignent au contraire d'un risque plus élevé. Une analyse de « survie », méthode qui étudie l'apparition d'un événement au cours du temps, a subséquentement été faite pour chacun des cinq profils de risque déterminés à l'étape précédente. Dans ce procédé, les courbes ont toujours comme point de départ 100 % des cas du groupe et indiquent, à des moments successifs, le pourcentage décroissant de cas n'ayant pas encore éprouvé une seconde chute

pendant les six mois du suivi (~ 180 jours). Le taux de survie relatif à un moment donné et l'incidence cumulée à ce même moment sont directement liés, l'un étant mathématiquement la réciproque de l'autre. L'analyse a donc montré une correspondance entre la durée sans récurrence de chutes et la probabilité de devenir chuteurs récurrents. Les personnes qui sont tombées plus tardivement sont également celles qui sont tombées moins souvent. Réciproquement, le cumul de personnes qui tombent plus précocement concerne également ceux qui sont tombés plus souvent.

Nos résultats montrent que des antécédents récents de chutes multiples, des troubles de l'équilibre et la consommation d'alcool, même occasionnellement, représentent en ce sens un cocktail dangereux. Nos résultats tendent à soutenir la théorie selon laquelle des chutes multiples pourraient avoir des causes plus intrinsèques que les chutes simples occasionnelles (Stel et coll., 2003; Nevitt et coll., 1989), particulièrement si les facteurs « histoire de chutes » et « vivre dans une résidence privée pour personnes âgées » reflètent diverses conditions chroniques et d'autonomie fonctionnelle témoignant d'une fragilité non prise en compte. Cela, encore une fois, suggère que si les causes des chutes passées ne sont pas corrigées, les risques de récidives dues aux mêmes causes sont multipliés.

Les résultats obtenus avec la méthode de l'arbre de classification et de régression conjuguée à une analyse de survie concordent en partie avec ceux notés en recourant à divers indicateurs de résultats (le nombre de chutes, le temps écoulé avant la survenue de la première chute, le temps écoulé avant la survenue de chaque chute). C'est le cas pour les variables *histoire de chutes*, *score à l'échelle de Berg* et *vivre dans une résidence privée pour aînés* (Leclerc et coll., 2008). Néanmoins, ce ne sont pas toutes les personnes déjà tombées par le passé qui courent un plus grand risque de récurrence. Au contraire, un groupe de celles qui ont vécu l'événement une seule fois au cours des trois mois précédant leur évaluation affiche un risque significativement plus bas que la moyenne.

La première et unique étude qui a appliqué une approche statistique similaire pour la prédiction des chutes a été conduite par Stel et ses collaborateurs (2003). Bien qu'ils n'aient pas retenu le même sous-ensemble de facteurs de risque potentiels que nous, l'histoire de chutes dans la dernière année a émergé comme le principal prédicteur de chutes récurrentes. Ces chercheurs ont utilisé une technique quelque peu différente appelée *tree-structured*

survival analysis en anglais, ou sous son acronyme *TSSA*. Pour notre part, nous avons préféré ne pas y recourir pour un certain nombre de considérations. La procédure a été développée pour son utilisation avec le logiciel statistique S-plus 3 par deux programmeurs externes à la firme. Or, le programme TSSA n'a pas été mis à jour et n'est plus pris en charge par la firme en question. Nous avons aussi noté que l'algorithme de base de la procédure TSSA continue parfois de subdiviser un nœud parent même en l'absence de signification statistique pour le partitionnement.

7.6 Les points forts et les limites de l'étude

Toute étude, aussi bien planifiée et conduite soit-elle, comporte son lot de forces et de limites. Nous allons les exposer dans les lignes qui suivent, en fonction de leurs impacts potentiels sur la validité interne et externe de l'étude.

7.6.1 La validité interne

La validité interne renvoie à la rigueur d'une recherche et, conséquemment, à la fiabilité des conclusions que le chercheur peut tirer de l'analyse statistique de ses données. Des menaces à la validité interne d'une étude peuvent se rencontrer à l'une ou l'autre des trois étapes suivantes : sélection des sujets, collecte d'information et analyse des données (Bernard et Lapointe, 2003).

La principale source de biais dans les études de cohorte est liée à la perte, inévitable, de certains participants en cours de route. Un tel effet de sélection pourra entraîner des biais, une perte de puissance, ou une perte de représentativité (Hennekens, Buring et Mayrent, 1998). Les estimations peuvent être biaisées – et c'est là le principal écueil – lorsque les perdus de vue ne présentent pas le même taux d'incidence (risque de chute) que les personnes qui maintiennent leur participation. Le maintien d'une cohorte de participants comporte d'immenses défis. Quelque 57 % des aînés ont maintenu leur participation durant 12 mois, alors que 39 % l'ont poursuivie durant 18 mois ou plus. Si l'on fait exception des personnes qui ont quitté l'étude en cours de route à la suite de leur refus de continuer à recevoir les services – personnes qui, après vérification, s'avéraient courir un risque moins grand de tomber –, par opposition aux participants à l'étude qui ont prêté leur concours jusqu'à la fin, aucun motif de cessation du suivi n'a été associé au risque de chutes. Similairement, à 12 et à

18 mois de suivi, il n'y avait aucune différence significative en ce qui a trait au nombre de dangers environnementaux de la maison présents au moment de prendre part à l'étude entre le groupe de sujets perdus de vue et le groupe de participants toujours engagés. De plus, la présence d'éléments de risque dans l'environnement domiciliaire ne s'est aucunement révélée associée à la durée de participation.

On note par contre que les personnes dont la participation à l'étude a été d'une durée beaucoup plus courte que la moyenne sont les hommes, les personnes les plus âgées, les occupants d'une résidence privée pour aînés, celles qui ont obtenu un score moins élevé à l'échelle de Berg et celles qui consomment de l'alcool quotidiennement (valeurs mesurées à l'examen initial). Comme l'ont déjà souligné Campbell et ses collaborateurs (1999), les personnes plus frêles et possiblement plus à risque de tomber sont également parmi les plus difficiles à recruter et à retenir, ce qui peut se traduire par une sous-estimation des effets. Plusieurs des considérations évoquées nous amènent à penser que les résultats de notre étude sont plutôt prudents.

La taille d'un échantillon ainsi que la puissance résultante sont des informations essentielles pour évaluer la probabilité que le hasard soit à l'origine des résultats d'une étude (Hennekens, Buring et Mayrent, 1998). Les analyses statistiques autres que la régression logistique ont été effectuées dans le cadre de l'article 1 avec un n identique de 937. L'obligation de retirer des sujets pour réaliser la régression logistique est en soi une limite non négligeable de cette approche (Donaldson et coll., 2008; Gill et coll., 2009) puisqu'on ne peut pas mettre à profit l'information disponible pour les sujets qui n'ont pas été suivis tout au long de la période considérée (ici 12 mois). Il est donc apparu important d'évaluer l'impact de la décision (en l'occurrence, une obligation) de soustraire 221 sujets sur la puissance statistique. L'initiative de réviser toutes les analyses en utilisant un « n » identique a permis de conclure que les différences observées entre les estimations obtenues avec les différentes méthodes, comparativement à la régression logistique, n'étaient pas dues à une variation de la puissance statistique. En effet, les résultats obtenus sont strictement les mêmes résultats, à une exception près. Davantage d'explications à cet égard sont fournies à l'annexe XIII.

Par ailleurs, notre étude des facteurs associés à l'augmentation du risque d'une chute à l'autre (jusqu'à cinq) est sujette aux erreurs de type II, faute de la puissance nécessaire. Cette

situation s'explique d'une part par le nombre limité de participants ayant subi des chutes récurrentes, et d'autre part par le phénomène de l'attrition (Fletcher et coll., 2009).

Sur un autre plan, grâce au schéma d'étude prospectif, aux contacts fréquents avec les participants, aux mesures répétées et aux évaluations cliniques faites par un thérapeute provenant directement du milieu de soins concerné, nous sommes sans doute parvenus à minimiser les biais d'information. Cela dit, les données relatives à certains facteurs de risque, comme le score à l'outil de dépistage nutritionnel et la consommation d'alcool, sont autodéclarées. Il peut se produire des erreurs de classification différentielles si le fait d'une chute ou de chutes récurrentes influe sur la précision avec laquelle les individus se rappellent leur exposition aux facteurs de risque et les conséquences de cette exposition (Ganz, Higashi et Rubenstein, 2005; Mackenzie, Byles et D'Este, 2006). Le sens et, conséquemment, l'effet d'un éventuel biais de cette nature est difficile à évaluer. Advenant que les chuteurs se remémorent mieux leur exposition et la rapportent avec plus de justesse, l'effet du facteur sur le risque de chutes s'en trouverait surestimé. Advenant au contraire qu'ils soient plus enclins à cacher leur exposition, ce qui est plus probable pour les gros consommateurs d'alcool, l'effet observé s'en trouverait sous-estimé. Pire encore, si les chuteurs et les buveurs d'alcool rapportaient à la baisse leur consommation et leurs chutes, la sous-estimation risquerait d'être encore plus importante.

Des résultats complémentaires sur la passation des outils de dépistage et d'évaluation des facteurs de risque ont été tirés de la même étude et publiés ailleurs. Leclerc et ses collaborateurs (2009b) ont indiqué que, dans l'ensemble, les outils utilisés ont été jugés positivement lors de leur utilisation par les intervenants – tout particulièrement ceux associés à l'équilibre et à la motricité de même qu'à l'environnement domiciliaire. De plus, de l'avis d'une majorité d'intervenants interviewés, la complexité des comportements liés à l'alimentation, à la consommation d'alcool et à la prise de médicaments ne peut être pleinement appréhendée par les instruments utilisés. Par exemple, les intervenants ont unanimement fait remarquer en entrevue que la consommation d'alcool reste un sujet tabou chez plusieurs personnes âgées, qui refusaient souvent d'aborder le sujet, occultaient le problème ou sous-estimaient intentionnellement l'importance de leur consommation. La littérature dans le domaine confirme que ce phénomène est commun chez les personnes dont la

consommation est problématique (Burton et Blair, 1991; Seppä, Sillanaukee et Koivula, 1990; Webb et coll., 1991).

Des chercheurs (Ganz, Higashi et Rubenstein, 2005; Mackenzie, Byles et D'Este, 2006) soutiennent que le devis prospectif est nécessaire pour mesurer adéquatement la relation entre les chutes et leurs prédicteurs. La surveillance prospective des chutes chez les aînés qui vivent dans la communauté s'avère néanmoins difficile. La technique de monitoring des chutes, actuellement reconnue comme la plus fiable, jumelle la technique du calendrier à l'appel téléphonique mensuel (Ganz, Higashi et Rubenstein, 2005; Gill et coll., 2009; Hauer et coll., 2006; Mackenzie, Byles et D'Este, 2006). Malgré ce que l'on peut en dire, il faut garder à l'esprit que toute stratégie de surveillance des chutes dans les études de cohorte repose sur une certaine forme d'autodéclaration, typiquement effectuée en demandant à l'intéressé de se rappeler s'il est tombé ou non pendant une période désignée. La participation active du participant pour l'enregistrement de l'information sur le calendrier aide-mémoire et la relance téléphonique mensuelle effectuée par le professionnel dédié au projet réduisent les problèmes de rappel sur de longues périodes. Elles exigent néanmoins que le principal intéressé fasse l'effort de consigner l'événement après chaque chute. Au surplus, indépendamment de la méthode utilisée, les personnes âgées peuvent être réticentes à admettre qu'elles sont tombées (Ganz, Higashi et Rubenstein, 2005). Un tel biais d'information risquerait de mener à une erreur différentielle par la sous-évaluation du nombre de chutes chez les chuteurs récurrents, d'où un risque de sous-estimation de l'effet d'un facteur de risque quelconque. Certains croient cependant qu'une chute – surtout si elle s'accompagne de blessures – sera mieux mémorisée et rapportée par une personne âgée plus frêle et moins autonome que par une autre, plus active et indépendante (Ganz, Higashi et Rubenstein, 2005; Hegeman et coll., 2009; Sai et coll., 2010).

Par ailleurs, le temps écoulé entre le moment d'une chute et la mesure de l'exposition au risque durant le suivi varie bien sûr selon le jour où est survenue la chute. Il est donc impossible de déterminer à quel moment exactement, entre chaque période de suivi de six mois, se produit un changement dans l'exposition aux covariables dépendantes du temps, d'où le risque d'erreur non différentielle dans l'évaluation de l'exposition, ce qui affaiblit la relation observée.

L'étude présente enfin l'avantage de prendre en compte l'influence simultanée d'une gamme de facteurs de risque extrinsèques et intrinsèques ainsi que l'influence de facteurs de confusion potentiels qui peuvent brouiller les effets d'autres facteurs et empêcher ainsi l'interprétation des relations véritables. En particulier, la variable *histoire de chutes antérieures* a été introduite en dernier dans les régressions. Cette stratégie a été appliquée pour compenser le fait que le rôle joué par ce facteur de risque n'est pas clairement connu. En effet, on ne peut encore parfaitement déterminer dans quels cas la variable constitue une variable explicative indépendante et dans quels autres elle n'est pas qu'une simple variable de confusion qui, étant simultanément et fortement associée à d'autres facteurs non pris en compte, occasionne un problème de multicollinéarité (Cumming, Kelsey et Nevitt, 1990; Hogan et coll., 2001). O'Loughlin et ses collaborateurs (1993) croient que les antécédents de chute peuvent masquer l'influence d'autres facteurs, alors que l'équipe de Graafmans (1996) considère plutôt que le statut de variable « explicative » ou « expliquée » devient ambigu lorsque les antécédents de chute sont considérés dans l'analyse. L'énigme persiste à cet égard, le facteur *histoire de chutes antérieures* apparaissant tantôt comme un facteur de confusion et tantôt comme un facteur substitut pour d'autres non mesurés. La décision d'inclure cette covariable dans les modèles dépend de la question de recherche et du modèle causal postulé (Howards, Schisterman et Heagerty, 2007).

Comme autre précaution, nous avons estimé le degré reliant le facteur de la démarche et de l'équilibre à la consommation de médicaments et la probabilité de chute (Cumming, Kelsey et Nevitt, 1990). Il s'agit ici d'une « variable intermédiaire », c'est-à-dire d'une variable qui intervient dans la relation causale entre l'exposition et le phénomène étudié. S'il est vrai que cette variable intervient dans la relation causale, l'association entre l'exposition et le phénomène étudié tendra à s'amenuiser lorsqu'on effectuera des ajustements en fonction de la variable intermédiaire (Szklo et Nieto, 2007). Des ajustements en fonction de l'échelle de Berg se sont traduits par une augmentation maximale de 21 % de l'effet des benzodiazépines, alors qu'on avait supposé qu'il y aurait réduction de cet effet. Par conséquent, la covariable qui nous intéresse ici n'est pas reconnue comme une variable intermédiaire ni comme une variable de confusion notable.

Si, comme nous l'avons mentionné précédemment, les chutes résultent de l'influence complexe et simultanée de plusieurs facteurs de risque, il y a fort à parier également qu'il existe entre ces facteurs une interaction statistique. Les interactions n'ont été étudiées que superficiellement dans la présente thèse. Or, dans une étude cas-témoins nichée dans une cohorte, Pariente et ses collaborateurs (2008) ont non seulement démontré que l'usage de benzodiazépines était significativement associé à la survenue de chutes avec blessures, mais aussi que ce facteur interagissait significativement avec l'âge (ratio de cotes supérieur chez les personnes plus âgées). Des interactions sont également soupçonnées entre les aptitudes physiques de la personne, son environnement domiciliaire et la survenue de chutes (La Grow, Robertson et Campbell, 2006; Lord, Menz et Sherrington, 2006).

Il fallait également envisager la possibilité de multicolinéarité entre l'échelle d'équilibre de Berg et le test *Timed Up and Go* qui mesurent des construits similaires. Une corrélation de Pearson statistiquement significative entre les deux variables mesurées à l'examen initial a de fait été notée ($r = -0,13$; $p \leq 0,001$). Le processus de sélection dit *pas à pas* (« stepwise ») n'a pas retenu la variable *Timed Up and Go*. Malgré ce que l'on pourrait être porté à penser, les deux variables n'étaient pas en compétition l'une avec l'autre pour leur entrée dans les modèles, puisque la variable *Timed Up and Go* ne se révélait pas significative ou, tout au plus, qu'à de rares occasions.

Les cliniciens se révèlent habituellement plus intéressés par les applications concrètes des résultats de recherche que par les avancées dans le domaine de l'épidémiologie et de l'étude statistique des chutes. À l'inverse, les chercheurs dans le domaine peuvent sans doute entrevoir les défis posés par la récurrence des événements et l'exposition à des facteurs de risque variables dans le temps chez un même individu et par la durée variable des suivis. Une extension du modèle traditionnel de régression de Cox, en l'occurrence la méthode de WLW, qui tient compte des caractéristiques mentionnées et de l'ensemble de l'information disponible pour l'identification des facteurs de risque de chutes, est sans contredit la principale force de l'étude. Cette réflexion sur les plans théorique et méthodologique ainsi que l'emploi de méthodes épidémiologiques et statistiques hautement adaptées au phénomène étudié constituent à elle seule une contribution majeure. Les bases statistiques établies dans la thèse

auront permis aux données recueillies de livrer quelques-uns de leurs secrets pour le bénéfice des cliniciens et des praticiens de la santé publique.

Une difficulté que pose sur le plan pratique la méthode de WLW (et les autres modèles de Cox dits *élargis*) est le fait que l'on doive consacrer au préalable beaucoup d'efforts et de soin à la constitution de la base de données. La mise en application de cette méthode repose sur le caractère complet des rapports sur les chutes et la connaissance des dates où sont survenus ces événements. Ce type d'évaluation clinique, qui nécessite la mesure répétée des facteurs de risque et la documentation de chaque chute, peut être trop onéreux ou difficile à mener.

L'association entre les risques du domicile et les chutes a été estimée dans le deuxième article en conservant l'ensemble des chutes survenues, qu'elles soient survenues à l'intérieur de la maison ou à l'extérieur de celle-ci. Ce choix était justifié par notre intérêt principalement centré sur la prédiction des chutes plutôt que sur des préoccupations essentiellement étiologiques. Dans le cas contraire, les chutes de différentes causes (notamment celles survenues à l'intérieur par opposition à celles survenues à l'extérieur) auraient gagné à être considérées séparément, augmentant du coup la spécificité de la relation de risque (Cumming, Kelsey et Nevitt, 1990).

Pour ce qui est de la méthodologie basée sur l'arborescence, signalons qu'elle fournit un certain nombre d'avantages par rapport aux modèles de régression linéaire, logistique et de Cox. Tout d'abord, c'est une technique non paramétrique et non linéaire. Elle ne nécessite aucune hypothèse sur la distribution sous-jacente des données et sur la connaissance des relations entre les prédicteurs et la variable dépendante. En conséquence (Clark et coll., 2003; Stel et coll., 2003; Madigan et coll., 2006; Segal, 1997), la méthode est utile dans les situations où il y a des interactions entre les variables : les cas sont partitionnés et chaque groupe est analysé séparément. Ensuite, la méthode de l'arbre de classification et de régression permet la construction de profils de risque directement applicables sur le plan clinique. Contrairement aux analyses de régression où tous les prédicteurs doivent être mesurés dans le but d'identifier le risque de chutes d'un individu donné, quelques indicateurs suffisent pour reconnaître le profil de risque d'un nouveau cas (Stel et coll., 2003).

Enfin, toujours au sujet de la méthode de l'arbre de classification et de régression, nous devons nous rappeler que le résultat de toute approche inductive de regroupement guidée par les données nécessite d'être validé à l'aide d'un échantillon distinct. De plus, la question de savoir ce qui constitue une arborescence de taille appropriée reste non résolue. En ce qui nous concerne, nous avons sélectionné des critères d'arrêt du fractionnement afin d'atteindre un équilibre entre la pureté des nœuds terminaux et un effectif raisonnable de sujets susceptible de représenter une certaine signification clinique.

À la lumière de notre analyse des biais susceptibles d'avoir influé sur les résultats, du sens probable de leur impact et de l'ampleur de la distorsion, nous considérons que l'étude jouit d'une validité interne satisfaisante. Au pire, elle pourrait présenter des estimés trop conservateurs de l'association entre les facteurs de risque et le risque de chutes.

7.6.2 La validité externe

La notion de validité externe renvoie à la possibilité de généraliser les résultats d'une étude à d'autres populations et à d'autres contextes, possibilité elle-même conditionnée par la validité interne (Hennekens, Buring et Mayrent, 1998).

Sur le plan statistique, la validité externe dépend essentiellement de la représentativité de l'échantillon, et donc du mode de la sélection des participants. On comprend qu'un échantillon est représentatif s'il reproduit les caractéristiques essentielles de la population de laquelle il est tiré (Bernard et Lapointe, 2003). L'échantillonnage le plus susceptible de fournir un échantillon représentatif d'une population est celui obtenu par tirage au sort, lorsque tous les sujets sélectionnés acceptent de participer. Il est difficile d'évaluer la représentativité de cet échantillon; rien ne fournit l'assurance que les estimations ne dépassent pas un niveau acceptable d'erreur. La seule façon de mesurer la qualité des résultats en résultant consiste à comparer certaines des données de l'enquête à l'information dont on dispose au sujet de la population.

Les conditions de réalisation du projet n'ont pas permis de consigner l'information concernant les sujets ayant refusé d'y prendre part. Ainsi, il n'est pas possible de calculer de taux de participation au projet. Des données sur l'ensemble des usagers de 65 ans et plus

inscrits aux services de soutien à domicile¹² durant la même période ont néanmoins été extraites du système d'information sur la clientèle et les services des CLSC. La comparaison faite avec celles de l'échantillon a indiqué que les participants au projet étaient significativement plus âgés et qu'il y avait proportionnellement plus de femmes que d'hommes ($p \leq 0,05$). Cette différence limite ainsi la généralisabilité des résultats de prévalence à l'ensemble des usagers de 65 ans et plus inscrits aux services de soutien à domicile.

D'un autre côté, la population de référence, c'est-à-dire celle pour laquelle on cherche à obtenir une représentation adéquate, est malaisée à définir. La participation à l'intervention multifactorielle personnalisée étant absolument libre et volontaire, elle rassemble forcément un groupe d'aînés aux contours mal définis. Elle englobe des personnes consentantes qui ont été sollicitées (par le personnel soignant régulier) parce qu'admissibles et non des personnes volontaires qui se sont offertes d'elles-mêmes pour participer. L'on sait pertinemment que le recrutement opportuniste de volontaires, par exemple par des annonces dans les journaux, tend à générer des populations de participants moins diversifiées et représentatives que le recrutement effectué dans un contexte clinique (Elley et coll., 2007; Sai et coll., 2010). Au sujet des personnes à risque de chutes, d'autres auteurs ont indiqué avec pertinence que le recrutement et le dépistage systématique effectués directement dans le milieu de soins favorisaient un meilleur taux de participation que le recrutement fait par la poste à partir du registre des clients de l'établissement (Elley et coll., 2007).

En y regardant de plus près, nous pourrions soutenir qu'il existe une différence entre un échantillon de commodité constitué de volontaires et un échantillon comme le nôtre, constitué de personnes qui ont accepté de participer après avoir été sollicitées. Dans un tel cas, l'échantillon s'apparente à un échantillon aléatoire dans le temps, dans la mesure où les personnes âgées recrutées ne sont probablement pas différentes de celles qui l'auraient été l'année précédente ou l'année suivante, et ce, sans égard au fait que les sujets qui acceptent de participer diffèrent probablement de plusieurs manières de ceux qui refusent de le faire.

¹² Services de soutien à domicile offerts dans le cadre du programme-service *Perte d'autonomie liée au vieillissement* de la mission CLSC des CSSS Lanaudois.

Outre cela, le concept de validité externe considéré exclusivement sous l'angle de la généralisation statistique serait quelque peu limitatif sans qu'on y considère également une composante plus écologique, en l'occurrence le milieu dans lequel vivent les individus qui forment la population à l'étude et celui dans lequel opèrent les intervenants. Le projet a fait participer la clientèle et le personnel de deux CSSS et réseaux locaux de services différents de la région de Lanaudière correspondant à six anciens CLSC. La région de Lanaudière représente par ailleurs une région semi-urbaine, semi-rurale qui englobe une grande diversité de milieux, de contextes et de clientèles, semblables à ceux qui prévalent dans l'ensemble du Québec. De plus, l'organisation et la prestation des services de soutien à domicile sont largement uniformisées au sein du réseau québécois de la santé et des services sociaux.

Notre étude s'est insérée dans un projet d'intervention en cours. D'après des informations rapportées ailleurs (Leclerc et coll., 2009b), la totalité des intervenants et des gestionnaires interviewés étaient d'avis que l'intervention multifactorielle de prévention des chutes qu'ils ont offerte à leur clientèle correspondait à la mission CLSC des centres de santé et de services sociaux, et qu'ils en étaient des dispensateurs légitimes. Par ailleurs, les acteurs interrogés ont été unanimes à affirmer que, dans leur quotidien, les actions de prévention n'avaient pas de précédent comme tel dans le secteur du soutien à domicile; leurs activités ont toujours été axées sur une approche curative.

En conclusion, la réalisation de l'étude s'est faite dans le contexte opérationnel et populationnel correspondant au milieu de généralisation envisagé. Tout porte à croire que les résultats de prévalence qui découlent de l'étude sont suffisamment valides pour qu'ils soient généralisables à la population québécoise des aînés vivant dans la communauté, ayant recours aux services de soutien à domicile et acceptant sous invitation directe de leurs soignants à prendre part à une intervention multifactorielle personnalisée. Enfin, nonobstant le fait que des manquements à la représentativité des participants à l'étude auraient pu limiter la généralisation de ses résultats de prévalence, l'on doit se rappeler cependant qu'ils n'affectent aucunement la validité des associations entre facteurs de risque et chutes.

7.7 Les pistes d'intervention et de recherche

Les résultats présentés dans la présente thèse ouvrent des perspectives dans les secteurs de l'intervention et de la recherche. Ils confirment d'abord la sélection judicieuse des « classes » de facteurs de risque dits *essentiels* considérés par le MSSS pour leur utilisation auprès de personnes âgées par les services de soutien à domicile des CSSS du Québec. S'ils tendent à confirmer le rôle de tel ou tel facteur pour l'identification des individus à risque de chutes, le choix du meilleur test ou de l'outil le plus performant pour l'exécution du dépistage en question chez cette clientèle n'est pas résolu. La comparaison de différents outils pour un même facteur de risque devrait être réalisée en recourant à une méthodologie appropriée et uniforme, en l'occurrence la méthode de WLW avec covariables dépendantes du temps que nous avons rapportée.

Très peu de recherches ont été réalisées chez les aînés recevant des services de soutien à domicile dans le contexte québécois. Les évidences rapportées sont plutôt tirées des études faites ailleurs chez des populations de personnes âgées vivant dans la communauté en général. De futures recherches sont assurément requises pour corroborer nos observations. À notre avis, elles devraient porter prioritairement sur les qualités métrologiques des outils de mesure quant à la fiabilité et à la validité des instruments de dépistage mises à l'épreuve dans leur contexte réel d'utilisation. Il conviendrait également de tester la valeur prédictive des outils retenus dans cette thèse en fonction cette fois de valeurs seuils prédéfinies, notre étude ayant testé la valeur prédictive des facteurs de risque en utilisant essentiellement les valeurs quantitatives mesurées sur leur échelle initiale. Les interactions statistiques complexes entre facteurs de risque peuvent également être impliquées dans le processus de survenue des chutes; elles méritent d'être étudiées.

Les décideurs et les planificateurs du réseau de la santé et des services sociaux des paliers local, régional et national possèdent maintenant grâce à cette thèse un outil de lecture de la situation pour la poursuite de l'implantation de l'intervention multifactorielle personnalisée préconisée par le *Programme national de santé publique 2003-2012 – mise à jour 2008* (MSSS, 2008). Il faut définitivement effectuer davantage de recherches sur les chutes et les façons de les prévenir chez les aînés vivant dans la communauté et ayant recours aux services de soutien à domicile. Néanmoins, les lacunes qui persistent dans notre

connaissance dans ce domaine ne doivent pas servir à justifier l'inaction. Les visites à domicile effectuées par l'entremise du système de soins et de services publics semblent des occasions privilégiées pour identifier les risques personnels et les dangers dans l'environnement des aînés (Baxter et Markle-Reid, 2009).

Bibliographie

Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière (ASSS). *SYstème Lanaudois d'Information et d'Analyse (SYLIA)*, Joliette, ASSS de Lanaudière, Direction de santé publique et d'évaluation, Service de surveillance, recherche et évaluation, 2009. (site Web consulté le 28 avril 2010 : www.agencelanaudiere.qc.ca)

Allison PD. *Survival analysis using SAS: A practical guide*, Cary NC: SAS Institute inc., 1995, 304 p.

Andersen PK., RD Gill. Cox's regression model for counting processes: A large sample study. *Ann Statist* 1982;10(4):1100-1120.

Bartlett G, M Abrahamowicz, R Grad, M Sylvestre, R Tamblyn. Association between risk factors for injurious falls and new benzodiazepine prescribing in elderly persons. *BMC Fam Pract* 2009;10:1.

Baxter P, M Markle-Reid. An interprofessional team approach to fall prevention for older home care clients 'at risk' of falling: health care providers share their experiences. *Int J Integr Care* 2009;9:e15.

Bégin C. *Projet-pilote régional de prévention des chutes à domicile chez les personnes âgées, Devis d'implantation dans les CLSC*, Saint-Charles-Borromée, Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 2002, 120 p.

Bégin C, V Boudreault, D Sergerie. *La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile, Guide d'implantation : IMP*, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2007, 682 p.

Bégin C, V Boudreault. *Le défi de la prévention des chutes, une approche multifactorielle intégrée dans un continuum du vieillir en santé*, conférence présentée dans le cadre des Journées annuelles de santé publique, Montréal, 2007.

Bégin C, V Boudreault, D Sergerie. *La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile – Guide d’implantation – IMP (2e édition 2009)*, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2009, 948 p.

Berg K. Balance and its measure in the elderly: a review. *Phys Canada* 1989;41(5):240-6.

Berg KO, BE Maki, JI Williams, PJ Holliday, SL Wood-Dauphinee. Clinical and laboratory measures of postural balance in an elderly population. *Arch Phys Med Rehabil* 1992a;73(11):1073-80.

Berg KO, SL Wood-Dauphinee, JI Williams, B Maki. Measuring balance in the elderly: validation of an instrument. *Can J Public Health* 1992b;83 (2):S7-S11.

Berg K, S Wood-Dauphinee, JI Williams. The balance scale: reliability assessment with elderly residents and patients with an acute stroke. *Scand J Rehabil Med* 1995;27(1):27-36.

Blake, AJ, K Morgan, MJ Bendall, H Dallosso, SB Ebrahim, TH Arie, PH Fentem, EJ Bassey. Falls by elderly people at home: prevalence and associated factors. *Age Ageing* 1988;17(6):365-72

Bohl AA, PA Fishman, MA Ciol, B Williams, J Logerfo, EA Phelan. A Longitudinal Analysis of Total 3-Year Healthcare Costs for Older Adults Who Experience a Fall Requiring Medical Care. *J Am Geriatr Soc* [Internet]. 2010 Avr 6 [cité 2010 Aoû 7]; Available from: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/20406310>

Boudrault V, M Carbonneau. *Programme de prévention de la perte d’autonomie chez les personnes aînées, Description du programme et bilan provisoire d’implantation*, Sherbrooke, Direction de la santé publique et de l’évaluation, Régie régionale de la santé et des services sociaux de l’Estrie, 1999, 29 p.

Breiman L, JH Friedman, RA Olshen, C.J. Stone. *Classification and regression trees*. Wadsworth and Brooks/Cole, Monterey, California, 1984, 358 p.

Bruce DG, A Devine, RL Prince. Recreational physical activity levels in healthy older women: the importance of fear of falling. *J Am Geriatr Soc* 2002;50(1):84-9.

Burton S, E Blair. Task conditions, response formulation processes, and response accuracy for behavioral frequency questions in surveys. *Public Opin Q* 1991;55(1):50-79.

Campbell AJ, GF Spears, MJ Borrie. Examination by logistic regression modelling of the variables which increase the relative risk of elderly women falling compared to elderly men. *J Clin Epidemiol* 1990;43(12):1415-20.

Campbell AJ, MC Robertson, MM Gardner, RN Norton, DM Buchner. Falls prevention over 2 years: a randomized controlled trial in women 80 years and older. *Age Ageing* 1999;28(6):513-8.

Campbell AJ, MC Robertson. Implementation of multifactorial interventions for fall and fracture prevention. *Age Ageing* 2006;35 Suppl 2:ii60-ii64.

Campbell AJ, MC Robertson. Rethinking individual and community fall prevention strategies: a meta-regression comparing single and multifactorial interventions. *Age Ageing* 2007;36(6):656-662.

Canadian healthcare association. *Home care in Canada: from the margins to the mainstream*. Ottawa, 2009, 150 p.

Carpenter CR. Evidence-based emergency medicine/systematic review abstract. Preventing falls in community-dwelling older adults. *Ann Emerg Med* 2010;55(3):296-298.

Champagne F, I Gagnon, T Baldé. *Évaluation de l'implantation du continuum de services en prévention des chutes chez les aînés vivant à domicile. Rapport final*. Groupe de recherche interdisciplinaire en santé, Université de Montréal, 2009, 138 p.

Chang JT, SC Morton, LZ Rubenstein, WA Mojica, M Maglione, MJ Suttrop, EA Roth, PG Shekelle. Interventions for the prevention of falls in older adults: systematic review and meta-analysis of randomised clinical trials. *British Medical Journal*, 2004, 328(7441):680-686.

Chevalier S, O Lemoine. *Consommation d'alcool*, dans Enquête sociale et de santé 1998, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 117-133. (Collection La santé et le bien-être)

Clark TG, MJ Bradburn, SB Love, DG Altman. Survival Analysis Part IV: Further concepts and methods in survival analysis. *Br J Cancer* 2003;89(5):781-786.

Clemson L. Prevention of falls in the community. *BMJ* 2010;340:c2244.

Clemson L, RG Cumming, M Roland. Case-control study of hazards in the home and risk of falls and hip fractures. *Age Ageing* 1996;25(2):97-101.

Cleves M. How do I analyze multiple failure-time data using Stata? *Stata FAQ*, 2002, 11 p.

Cozart HC, SK Cesario. Falls aren't us: state of the science. *Crit Care Nurs Q* 2009;32(2):116-27.

Cumming RG, JL Kelsey, MC Nevitt. Methodologic issues in the study of frequent and recurrent health problems. Falls in the elderly. *Ann Epidemiol* 1990;1(1):49-56.

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

Cumming RG, M Thomas, G Szonyi, G Salkeld, E O'Neill, C Westbury, G Frampton. Home visits by an occupational therapist for assessment and modification of environmental hazards: a randomized trial of falls prevention. *J Am Geriatr Soc* 1999;47(12):1397-402.

D'Agostino RB, ML Lee, AJ Bélanger, LA Cupples, K Anderson, WB Kannel. Relation of pooled logistic regression to time dependent Cox regression analysis: the Framingham Heart Study. *Stat Med* 1990;9(12):1501-15.

Day L, B Fildes, I Gordon, M Fitzharris, H Flamer, S Lord. Randomised factorial trial of falls prevention among older people living in their own homes. *BMJ* 2002;325(7356):128.

Desquilbet L, L Meyer. Variables dépendantes du temps dans le modèle de Cox. Théorie et pratique. *Rev Épidemiol Santé Publique* 2005;53(1):51-68.

de Vries OJ, GMEEG Peeters, PJM Elders, M Muller, DL Knol, SA Danner, et al. Multifactorial intervention to reduce falls in older people at high risk of recurrent falls: a randomized controlled trial. *Arch. Intern. Med* 2010;170(13):1110-1117.

Donaldson MG, B Sobolev, WL Cook, PA Janssen, KM Khan. Analysis of recurrent events: a systematic review of randomised controlled trials of interventions to prevent falls. *Age Ageing* 2009;38(2):151-155.

Elley CR, MC Robertson, NM Kerse, S Garrett, E McKinlay, B Lawton, et al. Falls Assessment Clinical Trial (FACT): design, interventions, recruitment strategies and participant characteristics. *BMC Public Health* 2007;7:185.

Favier F. *Les tests cliniques de chute*, dans La chute de la personne âgée, Jacquot, J.-M., D. Strubel, J. Pelissier (Éd.), Masson, Paris, 1999, 136-46.

Feder G, C Cryer, S Donovan, Y Carter. Guidelines for prevention of falls in people over 65. *Br Med J* 2000;321(7267):1007-11.

Feldman F, H Chaudhury. Falls and the physical environment: a review and a new multifactorial falls-risk conceptual framework. *Can J Occup Ther* 2008;75(2):82-95.

Filiatrault J, J Desrosiers, L Trottier. An exploratory study of individual and environmental correlates of fear of falling among community-dwelling seniors. *J Aging Health* 2009;21(6):881-894.

Finkelstein DM, DA Schoenfeld, E Stamenovic. Analysis of multiple failure time data from an AIDS clinical trial. *Stat Med* 1997;16(8):951-61.

Fletcher PC, JP Hirdes. Risk factors for falling among community-based seniors using home care services. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2002a;57(8):M504-10.

Fletcher PC, JP Hirdes. Risk factors for serious falls among community-based seniors: results from the National Population Health Survey. *Can Aging* 2002b;21(1):103-16.

Fletcher PC, JP Hirdes. Restriction in activity associated with fear of falling among community-based seniors using home care services. *Age Ageing* 2004;33(3):273-9.

Fletcher PC, K Berg, DM Dalby, JP Hirdes. Risk factors for falling among community-based seniors. *J Patient Saf* 2009;5(2):61-66.

Fondation Sauve-qui-pense. *Le fardeau économique des blessures au Canada*, Toronto, Ontario, 2009, 129 p.

Fried LP, L Ferrucci, J Darer, JD Williamson, G Anderson. Untangling the concepts of disability, frailty, and comorbidity: implications for improved targeting and care. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2004;59(3):255-63.

Ganz DA, T Higashi, LZ Rubenstein. Monitoring falls in cohort studies of community-dwelling older people: effect of the recall interval. *J Am Geriatr Soc* 2005;53(12):2190-2194.

Ganz DA, Y Bao, PG Shekelle, LZ Rubenstein. Will my patient fall? *JAMA* 2007;297(1):77-86.

Gardner MM, MC Robertson, AJ Campbell. Exercise in preventing falls and fall related injuries in older people: a review of randomised controlled trials. *Br J Sports Med* 2000;34(1):7-17.

Garneau K. *L'espérance de vie selon différents degrés d'incapacité et de désavantage : Nouvelles estimations pour le Québec et les régions canadiennes en 2001*, Montréal, Université de Montréal, 2009, 101 p. (Mémoire de maîtrise)

Gates S, JD Fisher, MW Cooke, YH Carter, SE Lamb. Multifactorial assessment and targeted intervention for preventing falls and injuries among older people in community and emergency care settings: systematic review and meta-analysis. *BMJ* 2008;336(7636):130-3.

Gates S, LA Smith, JD Fisher, SE Lamb. Systematic review of accuracy of screening instruments for predicting fall risk among independently living older adults. *J Rehabil Res Dev* 2008;45(8):1105-1116.

Gill TM, CS Williams, JT Robinson, ME Tinetti. A population-based study of environmental hazards in the homes of older persons. *Am J Public Health* 1999;89(4):553-6.

Gill TM, CS Williams, ME Tinetti. Environmental hazards and the risk of nonsyncopal falls in the homes of community-living older persons. *Med Care* 2000;38(12):1174-83.

Gill DP, GY Zou, GR Jones, M Speechley. Comparison of regression models for the analysis of fall risk factors in older veterans. *Ann Epidemiol* 2009;19(8):523-530.

Gillespie LD, WJ Gillespie, R Cumming, SE Lamb, BH Rowe. Interventions for preventing falls in the elderly. *Cochrane Database Syst Rev* 2000;(2):CD000340.

Gillespie LD, WJ Gillespie, MC Robertson, SE Lamb, RG Cumming, BH Rowe. Interventions for preventing falls in elderly people. *Cochrane Database Syst Rev* 2003;(4):CD000340.

Gillespie LD, MC Robertson, WJ Gillespie, SE Lamb, S Gates, RG Cumming, BH Rowe. Interventions for preventing falls in older people living in the community. *Cochrane Database Syst Rev* 2009;(2):CD007146.

Glynn RJ, JE Buring. Ways of measuring rates of recurrent events. *BMJ* 1996;312(7027):364-7.

Glynn RJ, JE Buring. Counting recurrent events in cancer research. *J Natl Cancer Inst* 2001;93(7):488-9.

Gosselin C, R Choinière, R Wilkins. *Désavantage lié à l'incapacité*, dans J Camirand et collaborateurs, Enquête québécoise sur les limitations d'activités 1998, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2001, p. 121-142.

Goodman AC, JR Hankin, DE Kalist, Y Peng, SJ Spurr. Estimating determinants of multiple treatment episodes for substance abusers. *J Ment Health Policy Econ* 2001;4(2):65-77.

Graafmans WC, ME Ooms, HM Hofstee, PD Bezemer, LM Bouter, P Lips. Falls in the elderly: a prospective study of risk factors and risk profiles. *Am J Epidemiol* 1996;143(11):1129-36.

Hadjistavropoulos T, RR Martin, D Sharpe, AC Lints, DR McCreary, GJG Asmundson. A longitudinal investigation of fear of falling, fear of pain, and activity avoidance in community-dwelling older adults. *J Aging Health* 2007;19(6):965-984.

Hamel D. *Évolution des traumatismes au Québec de 1991 à 1999*, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2001, 462 p.

Hartikainen S, E Lönnroos, K Louhivuori. Medication as a risk factor for falls: critical systematic review. *J. Gerontol. A Biol Sci Med Sci* 2007;62(10):1172-1181.

Hauer K, SE Lamb, EC Jorstad, C Todd, C Becker. Systematic review of definitions and methods of measuring falls in randomised controlled fall prevention trials. *Age Ageing* 2006;35(1):5-10.

Haviernick M. Vers un Programme national de santé publique. *Bulletin de santé publique*, 2001;22(3-4): non paginé.

Hébert R, R Carrier, A Bilodeau. Le système de mesure de l'autonomie fonctionnelle. *Revue de gériatrie*, 1988a;13(4):161-7.

Hébert R, R Carrier, A Bilodeau. The functional autonomy measurement system (SMAF) : description and validation of an instrument for the measurement of handicaps. *Age Ageing* 1988b;17(5):293-302.

Hébert R. Les défis du vieillissement au Canada. *Gérontologie et société* 2003(107):79-86.

Hegeman J, BJJ van den Bemt, J Duysens, J van Limbeek. NSAIDs and the risk of accidental falls in the elderly: a systematic review. *Drug Saf* 2009;32(6):489-498.

Heinrich S, K Rapp, U Rissmann, C Becker, H König. Cost of falls in old age: a systematic review. *Osteoporos Int* 2010;21(6):891-902.

Hennekens CH, JE Buring, SL Mayrent. *Épidémiologie en médecine*. Paris. Éditions Frison-Roche, 1998 : 375 p.

Hogan DB, FA MacDonald, J Betts, S Bricker, EM Ebly, B Delarue, TS Fung, C Harbidge, M Hunter, CJ Maxwell, B Metcalf. A randomized controlled trial of a community-based consultation service to prevent falls. *CMAJ* 2001;165(5):537-43.

Hollander MJ, NL Chappell, MJ Prince, E Shapiro. Providing care and support for an aging population: briefing notes on key policy issues. *Healthc Q* 2007;10(3):34-45.

Holm S. A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scand J Statist* 1979;6:65-70.

Horak FB, CL Shupert, A Mirka. Components of postural dyscontrol in the elderly: a review. *Neurobiol Aging* 1989;10(6):727-38.

Hosmer DW, S Lemeshow. *Applied survival analysis: regression modeling of time to event data*. John Wiley and Sons Inc., New York (NY), 1999, 386 p.

Howards PP, EF Schisterman, PJ Heagerty. Potential confounding by exposure history and prior outcomes: an example from perinatal epidemiology. *Epidemiology* 2007;18(5):544-551.

Institut canadien d'information sur la santé. *Registre national des traumatismes Rapport des faits saillants sur les hospitalisations à la suite de blessures, 2006, 2007, 7 p.*

Institut de la statistique du Québec. *Annexe 3. Questionnaire autoadministré (QAA) VI – L'ALCOOL*, dans Enquête sociale et de santé 1998, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 15-17. (Collection La santé et le bien-être)

Institut national de santé publique du Québec en collaboration avec le ministère de la santé et des services sociaux du Québec et l'Institut de la statistique du Québec. *Portrait de santé du Québec et de ses régions 2006 : les statistiques. Deuxième rapport national sur l'état de santé de la population du Québec*, gouvernement du Québec, 2006, 659 p.

La Grow SJ, MC Robertson, AJ Campbell, GA Clarke, NM Kerse. Reducing hazard related falls in people 75 years and older with significant visual impairment: how did a successful program work? *Inj Prev* 2006;12(5):296-301.

Lefauveau P, P Fardellone. Extraskelatal risk factors for fractures of the proximal femur. *Joint Bone Spine* 2004;71(1):14-7.

Lancar R. Méthodes robustes d'analyse de temps de survie multivariés. *Rev Épidemiol Santé Publique* 1999;47(3):287-96.

Laporte M, L Villalon, H Payette. Simple nutrition screening tools for healthcare facilities: development and validity assessment. *Can J Diet Pract Res* 2001;62(1):26-34.

Laporte M, L Villalon, J Thibodeau, H Payette. Validity and reliability of simple nutrition screening tools adapted to the elderly population in healthcare facilities. *J Nutr Health Aging* 2001;5(4):292-4.

Last JM. *Dictionnaire d'épidémiologie : enrichi d'un lexique anglais-français*, Acton-Vale, 2004, 306 p.

Leclerc A, L Papoz, G Bréart, J Lellouch. *Dictionnaire d'épidémiologie*, Paris, Frison-Roche, 1990, 144 p.

Leclerc BS, C Bégin, É Cadieux, L Goulet, N Leduc, MJ Kergoat, P Lebel. Risk factors for falling among community-dwelling seniors using home-care services: An extended hazards model with time-dependent covariates and multiple events. *Chronic Dis Can* 2008;28(4):111-20.

Leclerc BS, C Bégin, É Cadieux, L Goulet, JF Allaire, J Meloche, N Leduc, MJ Kergoat. A classification and regression tree for predicting recurrent falling among

community-dwelling seniors using home-care services. *Can J Public Health* 2009a;100(4):263-7.

Leclerc BS, C Bégin, É Cadieux, avec la collaboration de MJ Kergoat, L Goulet. *Projet-pilote régional de prévention des chutes à domicile chez les personnes âgées. Rapport d'évaluation*. Joliette, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, Service de surveillance, recherche et évaluation et Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique et d'évaluation, 2009b, 76 p.

Leclerc BS, C Bégin, É Cadieux, L Goulet, JF Allaire, J Meloche, N Leduc, MJ Kergoat. Relationship between home hazards and falling among community-dwelling seniors using home-care services. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2010;58(1):3-11.

Lewis CL, M Moutoux, M Slaughter, SP Bailey. Characteristics of individuals who fell while receiving home health services. *Phys Ther* 2004;84(1):23-32.

Li QH, SW Lagakos. Use of the Wei-Lin-Weissfeld method for the analysis of a recurring and a terminating event. *Stat Med* 1997;16(8):925-40

Lin DY Cox regression analysis of multivariate failure time data: the marginal approach. *Stat Med* 1994;13(21):2233-47.

Lin MR, HF Hwang, MH Hu, HD Wu, YW Wang, FC Huang. Psychometric comparisons of the Timed Up and Go, one-leg stand, functional reach, and Tinetti balance measures in community-dwelling older people. *J Am Geriatr Soc* 2004;52(8):1343-8.

Lindsay R. Osteoporosis. *Clin Geriatr Med* 1988;4(2):411-30.

Lord SR, HB Menz, C Sherrington. Home environment risk factors for falls in older people and the efficacy of home modifications. *Age Ageing* 2006;35 Suppl 2:ii55-ii59.

Mackenzie L, J Byles, C D'Este. Validation of self-reported fall events in intervention studies. *Clin Rehabil* 2006;20(4):331-339.

Madigan EA, OL Curet, EA Madigan, OL Curet. A data mining approach in home healthcare: outcomes and service use. *BMC Health Serv Res* 2006;6:18 doi:10.1186/1472-6963-6-18.

Mahé C, S Chevret. Estimation of the treatment effect in a clinical trial when recurrent events define the endpoint. *Stat Med* 1999;18(14):1821-9.

Mahé C, S Chevret. Analysis of recurrent failure times data: should the baseline hazard be stratified? *Stat Med* 2001;20(24):3807-15.

Mahoney JE. Why multifactorial fall-prevention interventions may not work: Comment on "Multifactorial intervention to reduce falls in older people at high risk of recurrent falls". *Arch Intern Med* 2010;170(13):1117-1119.

Markle-Reid M, G Browne, A Gafni, J Roberts, R Weir, L Thabane, et al. A cross-sectional study of the prevalence, correlates, and costs of falls in older home care clients 'at risk' for falling. *Can J Aging* 2010;29(1):119-137.

Markle-Reid M, G Browne, A Gafni, J Roberts, R Weir, L Thabane, et al. The effects and costs of a multifactorial and interdisciplinary team approach to falls prevention for older home care clients 'at risk' for falling: a randomized controlled trial. *Can J Aging* 2010;29(1):139-161.

Marquis G, É Cadieux. *Projections de la population selon le sexe et l'année d'âge, Région de Lanaudière et le Québec, 2001-2026*, Saint-Charles-Borromée, Agence de développement de réseaux locaux de services de santé et de services sociaux de Lanaudière, Direction de santé publique et d'évaluation, Service de surveillance, recherche et évaluation, 2005, 39 p.

Maxwell CJ, CI Neutel, JP Hirdes. A prospective study of falls after benzodiazepine use: a comparison of new and repeat use. *Pharmacoepidemiol Drug Saf* 1997;6(1):27-35.

McKay C, KE Anderson. How to manage falls in community dwelling older adults: a review of the evidence. *Postgrad Med J* 2010;86(1015):299-306.

Melton LJ, BL Riggs. Risk factors for injury after a fall. *Clin Geriatr Med* 1985;1(3):525-40.

Milette C. *Revue de littérature sur la promotion de la santé des personnes âgées*, Québec, Direction générale de la santé publique, ministère de la Santé et des Services sociaux, 1999, 115 p.

Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *Priorités nationales de santé publique 1997–2002*, Québec, Direction générale de la santé publique, ministère de la Santé et des Services sociaux, 1997, 103 p.

Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Orientations ministérielles sur les services offerts aux personnes âgées en perte d'autonomie, Québec, Direction générale de la planification stratégique et de l'évaluation, ministère de la Santé et des Services sociaux, 2001, 47 p.

Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *Programme national de santé publique 2003–2012*, Québec, Direction générale de la santé publique, ministère de la Santé et des Services sociaux, 2003, 133 p.

Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile. Cadre de référence*, Québec, Direction générale de la santé publique, ministère de la Santé et des Services sociaux, 2004, 61 p.

Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *Plan d'action 2005-2010 sur les services aux aînés en perte d'autonomie : Un défi de solidarité*, Québec, ministère de la Santé et des Services sociaux, 2005, 45 p.

Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *Programme national de santé publique 2003-2012 – Mise à jour 2008*, Québec, ministère la Santé et des Services sociaux, 2008, 126 p.

Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. *Suivi de l'implantation des activités du Programme national de santé publique 2003-2012. – Mise à jour 2008*, Québec,

Service des orientations en santé publique, ministère de la Santé et des Services sociaux, 2010, 21 p.

Moulton LH, MJ Dibley. Multivariate time-to-event models for studies of recurrent childhood diseases. *Int J Epidemiol* 1997; 26(6):1334-9.

Morris R. Predicting falls in older women. *Menopause Int.* 2007 Déc;13(4):170-177

Muir SW, K Berg, B Chesworth, N Klar, M Speechley. Quantifying the magnitude of risk for balance impairment on falls in community-dwelling older adults: a systematic review and meta-analysis. *J Clin Epidemiol* 2010;63(4):389-406.

Murphy SL, CS Williams, TM Gill. Characteristics associated with fear of falling and activity restriction in community-living older persons. *J Am Geriatr Soc* 2002;50(3):516-20.

Nachreiner NM, MJ Findorff, JF Wyman, TC McCarthy. Circumstances and consequences of falls in community-dwelling older women. *J Womens Health (Larchmt)* 2007;16(10):1437-1446.

Nashner LM, CL Shupert, FB Horak, FO Black. Organization of posture controls: an analysis of sensory and mechanical constraints. *Prog Brain Res* 1989;80:411-8.

National ageing research Institute. An analysis of research on preventing falls and falls injury on older people: community, residential aged care and acute care sittings, Canberra, Commonwealth of Australia, 2000, 137 p.

Nevitt MC, SR Cummings, ES Hudes. Risk factors for injurious falls: a prospective study, *J Gerontol* 1991;46(5):M164-70.

Nkodo Mekongo YP, S De Breucker, B Ibebeke, T Pepersack. [Falls of older individuals: medical assessment]. *Rev Med Brux* 2007;28(3):177-182.

Northridge ME, MC Nevitt, JL Lelsey, B Link. Home hazards and falls in the elderly: The role of health and functional status. *Am J Public Health* 1995;85(4):509-15.

O'Loughlin, J. *The incidence of and risk factors for falls and fall-related injury among elderly persons living in the community*, McGill University, Department of Epidemiology and Biostatistics, Montreal, Québec, Canada, 1991, 270 p. (Ph.D. thesis)

O'Loughlin, J, Y Robitaille, JF Boivin, S Suissa. Incidence of and risk factors of falls and injurious falls among community-dwelling elderly. *Am J Epidemiol* 1993;137(3):342-54.

Pariante A, J Dartigues, J Benichou, L Letenneur, N Moore, A Fourier-Réglat. Benzodiazepines and injurious falls in community dwelling elders. *Drugs Aging* 2008;25(1):61-70.

Payette H. *Développement, validation et évaluation d'un programme de dépistage nutritionnel pour les personnes âgées en perte d'autonomie vivant dans la communauté*, Sherbrooke, Centre de recherche en gérontologie et gériatrie, Centre d'expertise en gérontologie et gériatrie inc., Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke, pages multiples, non daté.

Payette H, Y Guigoz, BJ Vellas. *Study Design for Nutritional Assessments in the Elderly*, dans *Methods in Aging Research*, B.P. YU (ed), Boca Raton (Florida), CRC Press LLC, 1999, p. 301-320.

Perell KL, A Nelson, RL Goldman, SL Luther, N Prieto-Lewis, LZ Rubenstein. Fall risk assessment measures: an analytic review. *J. Gerontol. A Biol Sci Med Sci* 2001;56(12):M761-766.

Philibert M, R Pampalon, R Choinière. *L'espérance de santé au Québec : revue de différentes estimations pour les années 1986 à 2003*, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2007, 35 p.

Pluijm SM, JH Smit, EA Tromp, VS. Stel, DJ Deeg, LM Bouter, P Lips. A risk profile for identifying community-dwelling elderly with a high risk of recurrent falling: results of a 3-year prospective study. *Osteoporos Int* 2006;17(3):417-25.

Podsiadlo D, S Richardson. The timed "up & go": A test of basic functional mobility for frail elderly persons. *J Am Geriatr Soc* 1991;39(2):142-8.

Prentice RL, BJ Williams, AV Peterson. On the regression analysis of multivariate failure time data. *Biometrika* 1981;68(2):373-379.

Raïche M. *Évaluation de la validité prédictive de différents tests cliniques dans le dépistage du risque de chutes des personnes âgées de plus de 75 ans vivant à domicile*, Sherbrooke, 2000, 143 p. (Mémoire de maîtrise).

Ray WA, PB Thapa, P Gideon. Misclassification of current benzodiazepine exposure by use of a single baseline measurement and its effects upon studies of injuries. *Pharmacoepidemiol Drug Saf* 2002;11(8):663-669.

Réseau francophone de prévention des traumatismes et de promotion de la sécurité. Référentiel de bonnes pratiques. *Prévention des chutes chez les personnes âgées à domicile*, Paris, éditions INPES (Institut national de prévention et d'éducation pour la santé), 2005, 156 p.

Robertson MC. *Development of a falls prevention programme for elderly people: evaluation of efficacy, effectiveness, and efficiency*, University of Otago, Department of Medical and Surgical Sciences, Dunedin, New Zealand, 2001. (Ph.D. thesis)

Robertson MC, AJ Campbell, P Herbison. Statistical analysis of efficacy in falls prevention trials. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2005;60(4):530-4.

Robitaille Y, R Bourbeau, N Damestoy, C Goulet, BI Pless. *Accidents avec blessures, dans Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 311-32. (Collection La santé et le bien-être)

Robitaille Y, J Gratton. *Les chutes chez les adultes âgés : vers une surveillance plus fine des données d'hospitalisation*, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2005, 19 p.

Rubenstein LZ. Falls in older people: epidemiology, risk factors and strategies for prevention. *Age Ageing* 2006;35 – S2:ii37-ii41.

Sai AJ, JC Gallagher, LM Smith, S Logsdon. Fall predictors in the community dwelling elderly: a cross sectional and prospective cohort study. *J Musculoskelet Neuronal Interact* 2010 Jun;10(2):142-150.

Sattin RW, CA Rodriguez, DA Devito, PA Wingo. Home environmental hazards and the risk of fall injury events among community-dwelling older persons. Study to Assess Falls among the Elderly (SAFE) Group. *J Am Geriatr Soc* 1998;46(6):669-76.

Scheffer AC, MJ Schuurmans, N van Dijk, T van der Hooft, SE de Rooij. Fear of falling: measurement strategy, prevalence, risk factors and consequences among older persons. *Age Ageing* 2008;37(1):19-24.

Scott V, K Votova, A Scanlan, J Close. Multifactorial and functional mobility assessment tools for fall risk among older adults in community, home-support, long-term and acute care settings. *Age Ageing* 2007;36(2):130-9.

Segal MR. Features of tree-structured survival analysis. *Epidemiology* 1997;8:344-6

Seppä K, P Sillanaukee, T Koivula. The efficiency of a questionnaire in detecting heavy drinkers. *Br J Addict* 1990;85(12):1639-45.

Silva Gama ZAD, A Gómez Conesa, M Sobral Ferreira. [Epidemiology of falls in the elderly in Spain: a systematic review, 2007]. *Rev Esp Salud Publica* 2008;82(1):43-55.

Soriano TA, LV DeCherrie, DC Thomas. Falls in the community-dwelling older adult: a review for primary-care providers. *Clin Interv Aging* 2007;2(4):545-54.

Special senate committee on aging. *Canada's aging population: seizing the opportunity*. Ottawa, Sénat du Canada, 2009, 233 p.

Stel VS, SM Pluijm, DJ Deeg, JH Smit, LM Bouter, P Lips. A classification tree for predicting recurrent falling in community-dwelling older persons. *J Am Geriatr Soc* 2003;51(10):1356-64.

Stel VS, JH Smit, SMF Pluijm, P Lips. 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.

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

Szklo M, FJ Nieto. *Epidemiology: Beyond the basics*, 2nd edition, Gaithersburg (MD), Aspen Publications, 2007, 489 p.

Tiedemann A, H Shimada, C Sherrington, S Murray, S Lord. The comparative ability of eight functional mobility tests for predicting falls in community-dwelling older people. *Age Ageing* 2008;37(4):430-435.

Tinetti ME. Preventing falls in elderly persons. Clinical practice. *N Engl J Med* 2003;348(1):42-9.

Tinetti ME, CS Williams. Falls, injuries due to falls, and the risk of admission to a nursing home. *N Engl J Med* 1997;337(18):1279-84.

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

Tousignant M, N Dubuc, R Hébert, C Coulombe. Home-care programmes for older adults with disabilities in Canada: how can we assess the adequacy of services provided compared with the needs of users? *Health Soc Care Community* 2007;15(1):1-7.

Ullah S, CF Finch, L Day. Statistical modelling for falls count data. *Accid Anal Prev* 2010;42(2):384-392.

van Bommel T, JP Vandenbroucke, RG Westendorp, J Gussekloo. In an observational study elderly patients had an increased risk of falling due to home hazards. *J Clin Epidemiol* 2005;58(1):63-7.

van Walraven C, D Davis, AJ Forster, GA Wells. Time-dependent bias was common in survival analyses published in leading clinical journals. *J Clin Epidemiol* 2004;57(7):672-682.

Victoria CG, SR Huttly, SC Fuchs, MTA Olinto. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach. *Int J Epidemiol* 1997;26(1):224-7.

Wang SJ, CJ Winchell, CG McCormick, SE Nevius, RT O'Neill. Short of complete abstinence: an analysis exploration of multiple drinking episodes in alcoholism treatment trials. *Alcohol Clin Exp Res* 2002;26(12):1803-9.

Webb GR, S Redman, RW Gibberd, RW Sanson-Fisher. The reliability and stability of a quantify-frequency method and a diary method of measuring alcohol consumption. *Drug Alcohol Depend* 1991;27(3):223-31.

Weeks LE. An examination of the impact of gender and veteran status on falls among community-dwelling seniors: implications for targeting falls prevention activities. *Fam Community Health* 2007;30(2):121-128.

Wei LJ, DV Glidden. An overview of statistical methods for multiple failure time data in clinical trials. *Stat Med* 1997;16(8):833-9.

Wei LJ, DY Lin, L Weissfeld. Regression analysis of multivariate incomplete failure time data by modelling marginal distributions. *J Am Stat Assoc* 1989;84(408):1065-73.

Weitkunat R, M Wildner. Exploratory causal modeling in epidemiology: are all factors created equal? *J Clin Epidemiol* 2002;55(5):436-44.

Wolinsky FD, RJ Johnson, JF Fitzgerald. Falling, health status, and the use of health services by older adults. A prospective study. *Med Care* 1992;30(7):587-97.

Woolcott JC, KJ Richardson, MO Wiens, B Patel, J Marin, KM Khan, et al. Meta-analysis of the impact of 9 medication classes on falls in elderly persons. *Arch Intern Med* 2009;169(21):1952-1960.

Wrisley DM, NA Kumar. Functional gait assessment: concurrent, discriminative, and predictive validity in community-dwelling older adults. *Phys Ther* 2010;90(5):761-773.

ANNEXE I
LETTRE DE PRÉSENTATION DU PROJET AU PARTICIPANT

Papier à lettres à en-tête du CLSC

LETRE DE PRÉSENTATION DU PROJET AU PARTICIPANT (MODÈLE)

Objet : Invitation à participer à un projet de prévention des chutes à domicile

Madame, Monsieur,

Les CLSC de la région de Lanaudière et la Direction de santé publique de la Régie régionale de la santé et des services sociaux de Lanaudière vous offrent la possibilité de participer à un projet de prévention des chutes à domicile chez les personnes âgées de 65 ans et plus.

Saviez-vous que les chutes sont fréquentes chez les personnes âgées et que leurs conséquences sont parfois importantes ? Bien que personne ne soit à l'abri d'une chute, il est possible d'en prévenir certaines en agissant sur les risques qui peuvent occasionner la chute. QUELS SONT CES RISQUES ? Par exemples, l'alimentation, l'équilibre et la motricité, la consommation de médicaments et d'alcool (bière, vin, spiritueux) ainsi que l'aménagement du domicile sont souvent associés aux risques de chute.

QUE FAUT-IL FAIRE POUR LES PRÉVENIR ? Vous pouvez participer au projet de prévention des chutes offert par votre CLSC. Si vous acceptez, un intervenant du CLSC se rendra chez vous pour faire une évaluation des facteurs énumérés précédemment.

Votre participation est absolument libre et volontaire. Vous pouvez cesser de participer au projet en tout temps, et sans délai, et vous continuez de recevoir les services de maintien à domicile. Certains renseignements seront transmis à la Direction de santé publique de la Régie régionale de la santé et des services sociaux de Lanaudière, responsable de l'évaluation du projet, mais aucun d'entre eux ne permettra de vous identifier. Tous les renseignements obtenus dans le cadre du projet sont soumis aux règles sur la protection des renseignements personnels.

Le projet régional a débuté en octobre 2001 et il va se terminer en mars 2005. Nous souhaitons que votre participation dure jusqu'à cette date. Si, lors de l'évaluation, nous détectons la présence d'un facteur de risque, nous allons vous suggérer des mesures de prévention pour améliorer votre situation. Nous allons vous soutenir dans le suivi de ces mesures. Nous referons une nouvelle évaluation des facteurs à tous les six mois.

Nous sommes disponibles pour répondre à toutes vos questions sur le sujet et nous espérons vivement que vous accepterez de participer à ce projet.

Veuillez recevoir, Madame, Monsieur, l'expression de mes sentiments les meilleurs.

Le (La) Chef de programme en maintien à domicile

Signature

Nom de l'intervenant désigné : _____ No téléphone : _____

(Version anglaise disponible sur demande)

FALL PREVENTION PROJECT PRESENTATION LETTER (MODEL)

Object : Invitation to participate in a residential fall prevention project

Madam, Sir,

The CLSC's of Lanaudière and the Regional Public Health Department offer you an opportunity to participate in a residential fall prevention project aimed at individuals 65 years of age and older.

Did you know that falls are frequent in the elderly and that their consequences are sometimes important (for example, hip fracture or other complications) ? Even though nobody can be completely sure of never experiencing a fall, it is possible to prevent a number of them by working on certain risk factors. These are related to nutrition, balance and mobility, intake of medicinal drugs (prescribed and over the counter), consumption of alcohol, and characteristics of the indoor environment.

WHAT CAN YOU DO TO PREVENT A FALL ? If you agree to participate in this project somebody from the CLSC will visit you at home to perform an assessment of the risk factors described above. If during the assessment the presence of risk factors is noted, measures to eliminate or reduce them will be proposed to you. You will be given support to follow through with these measures. Every 6 months, a new risk factor assessment will be performed.

This regional project began in October 2001 and will end in March of 2005. We hope that your participation lasts until that time. However, the latter is absolutely free and voluntary. You can terminate it at any time during the project and continue to receive the home services. All information obtained throughout this project is subjected to the personal information protection rules. Certain information will be forwarded to the public health department for project evaluation purposes but your identity will remain protected.

We are available to answer any question you might have and truly hope that you will participate in this project aimed at reducing falls at home in the elderly.

Sincerely yours,

Chief of home services program

Signature

Name of designated CLSC intervener : _____ Telephone number : _____

(French version available upon request)

ANNEXE II
FORMULAIRE « HISTOIRE DE CHUTES ANTÉRIEURES »

ANNEXE III
CALENDRIER POUR LE MONITORAGE DES CHUTES

MARS 2002		Nom et prénom : _____				NIP : _____
		CLSC # : _____	1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()	Date de naissance : _____ / _____ / _____ An Mois Jour		
Dossier # : _____						
Dimanche	Lundi	Mardi	Mercredi	Jeudi	Vendredi	Samedi
					1	2
3	4	5	6	7	8	9
10	11	12	13	14	15	16
17	18	19	20	21	22	23
24 / 31	25	26	27	28	29	30
Nom de la clinique médicale : _____ Nom de l'intervenant : _____ No tél. : _____						
Préciser sur le calendrier : OÙ est survenue la chute (à quel endroit) ? QUAND est-elle survenue (quel jour) ? COMMENT est-elle survenue (de quelle façon) ?						

ANNEXE IV
REGISTRE DES CHUTES

ANNEXE V
QUESTIONNAIRE D'ÉVALUATION ALIMENTAIRE DE PAYETTE

4.2 RISQUE NUTRITIONNEL (Besoin d'aide alimentaire)	Nom et prénom : _____	NIP : _____
	CLSC # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()	
	Dossier # : _____	
	Date de naissance : _____ / _____ / _____	
	An Mois Jour	
	Évaluation # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()	

1. Calcul de l'IMC Poids actuel : _____ kg ou _____ lbs Taille actuelle : _____ m ou _____ pi, _____ po IMC : _____ kg/m ²	Encercler la réponse	
2. La personne est maigre	IMC < 20	2
	IMC entre 20 et 23,9	1
	IMC ≥ 24	0
3. Avez-vous perdu du poids au cours de la dernière année ?	Oui	1
	Non	0
4. Souffrez-vous d'arthrite ou d'autres maladies qui nuisent à vos activités ?	Oui	1
	Non	0
5. Même avec vos lunettes, est-ce que votre vue est...	Bonne	0
	Moyenne	1
	Faible	2
6. Avez-vous bon appétit ?	Souvent	0
	Quelquefois	1
	Jamais	2
7. Avez-vous vécu dernièrement un événement qui vous a beaucoup affecté (ex. : maladie personnelle/décès d'un proche) ?	Oui	1
	Non	0
8. LA PLUPART DU TEMPS, que prenez-vous comme petit déjeuner ?	Oui	0
	Non	1
a) Fruit ou jus de fruits (groupe alimentaire <i>légumes et fruits</i>)	Oui	0
	Non	1
b) Œuf ou fromage ou beurre d'arachide (groupe alimentaire <i>viande et substituts</i>)	Oui	0
	Non	1
c) Pain ou céréales (groupe alimentaire <i>produits céréaliers</i>)	Oui	0
	Non	1
d) Lait (groupe alimentaire <i>produits laitiers</i>)	Oui	0
	Non	1

TOTAL : _____

RÉSULTAT OBTENU		RECOMMANDATIONS
	Risque nutritionnel	
6-13	Élevé	Référence à un professionnel en nutrition et
3-5	Modéré	Surveillance alimentaire constante (s'informer régulièrement de l'alimentation, donner des conseils, des encouragements...)
0-2	Faible	Vigilance quant à l'apparition d'un facteur de risque (ex. : changement de situation, perte de poids, etc.)

Commentaires :

Signature de l'intervenant : _____ Date : _____

Source : (Adapté de) Payette H (non daté). *Développement, validation et évaluation d'un programme de dépistage nutritionnel pour les personnes âgées en perte d'autonomie vivant dans la communauté.* Centre de recherche en gérontologie et gériatrie, Centre d'expertise en gérontologie et gériatrie Inc., Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke, pages multiples.

RISQUE NUTRITIONNEL - INSTRUCTIONS

Ce questionnaire a été élaboré pour identifier les personnes âgées qui requièrent de l'aide pour améliorer leur alimentation et combler leurs besoins nutritionnels. Il a été conçu pour être utilisé par le personnel des services d'aide à domicile. Les réponses aux questions sont obtenues au moyen d'une entrevue. Le chiffre encerclé correspond à la réponse de la personne âgée et non au jugement de l'interviewer, sauf pour un énoncé : LA PERSONNE EST MAIGRE, qui est déterminé par l'IMC.

1. Calcul de l'IMC

- Le poids est déclaré par le participant et la taille est mesurée par l'intervenant
- L'IMC est identifié avec l'outil à la page 74

2. La personne est maigre

- Après 65 ans, la gamme des poids-santé se situe d'un IMC de 24 à 29 inclusivement¹⁴⁶

3. Avez-vous perdu du poids au cours de la dernière année ?

- Le poids d'aujourd'hui est-il votre poids habituel ?
- Toute perte de poids est notée OUI

4. Souffrez-vous d'arthrite ou d'autres maladies qui nuisent à vos activités ?

- Autres maladies incapacitantes : arthrose, rhumatisme, Parkinson, fibromyalgie, etc.
Note : Le niveau d'incapacité physique ou la difficulté à se déplacer influence la capacité à se procurer les aliments, à préparer les repas ou à s'alimenter.

5. Même avec vos lunettes, est-ce que votre vue est...

- Encercler 1 (moyenne) si difficulté à lire
- Encercler 2 (faible) si difficulté à distinguer les aliments

6. Avez-vous bon appétit ? Réponse subjective du participant

7. Avez-vous vécu dernièrement un événement qui vous a beaucoup affecté ?

- Dernièrement fait référence aux trois derniers mois
- Autres exemples : déménagement, changement de personne ressource (parent ou intervenant)

Note : Certains événements peuvent influencer les comportements et les habitudes alimentaires.

8. La plupart du temps, que prenez-vous comme petit déjeuner ?

Il s'agit ici de la routine « habituelle » et non pas d'une journée en particulier

Cette question réfère aux quatre groupes alimentaires du *Guide alimentaire canadien pour manger sainement*

a) Fruits ou jus de fruits

Comprend : fruits frais, congelés, en conserve, compote, jus véritable, légumes et jus de légumes

Exclut : confitures, boissons, punches, nectars et cocktails aux fruits

b) Oeuf ou fromage ou beurre d'arachides

Comprend : cretons, viandes froides, jambon, saucisses, fèves au lard, autres légumineuses, humus, etc.

Exclut : bacon

c) Pain ou céréales

Comprend : crêpes, bagels, muffins, croissants, riz, pâtes alimentaires, etc.

d) Lait

Comprend : lait, un verre ou plus que ¼ tasse dans le café, yogourt, milkshake, pouding ou dessert au lait, crème glacée

Exclut : crème, colorant à café (« coffee mate »)

Selon le résultat obtenu, les recommandations suivantes sont proposées :

- La personne à **risque nutritionnel élevé** a besoin d'une évaluation nutritionnelle. En plus de conseils et d'encouragements, elle pourrait nécessiter de l'aide pour augmenter ses apports alimentaires.
- La personne à **risque nutritionnel modéré** nécessite des conseils et des encouragements répétés pour améliorer son alimentation et prévenir la détérioration de son état nutritionnel.
- La personne à **risque nutritionnel faible** doit quand même faire l'objet d'une surveillance. L'état nutritionnel des personnes âgées en perte d'autonomie à domicile est généralement précaire. Tout changement de situation (perte d'un proche, grippe, déménagement, hospitalisation, etc.) risque d'amener une détérioration rapide de l'état nutritionnel.

Source : (Adapté de) Payette H (non daté). *Développement, validation et évaluation d'un programme de dépistage nutritionnel pour les personnes âgées en perte d'autonomie vivant dans la communauté*. Centre de recherche en gérontologie et gériatrie, Centre d'expertise en gérontologie et gériatrie Inc., Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke, pages multiples.

PROCÉDURES D'INTERVENTION

À la suite du résultat obtenu à l'aide de la grille de Payette, la nutritionniste assure un suivi auprès du participant ayant un risque nutritionnel modéré ou élevé. Son rôle consiste à documenter l'équilibre alimentaire et à favoriser une adéquation entre les besoins et les apports nutritionnels selon le cheminement suivant.

ÉVALUATION NUTRITIONNELLE

- ❖ Histoires médicale, pondérale et alimentaire.
- ❖ Fonctionnement du système digestif (dentition, digestion, élimination, etc.).
- ❖ Habitudes de vie, incluant les ressources alimentaires.
- ❖ Apports alimentaires.
- ❖ Analyse alimentaire par rapport aux besoins en énergie et en protéines.

OBJECTIFS DE L'INTERVENTION

1. Améliorer l'équilibre alimentaire et nutritionnel.
2. Régulariser la prise alimentaire (repas et collations).
3. Maintenir ou viser un poids-santé.
4. Améliorer l'utilisation des ressources alimentaires locales, si nécessaire.

RECOMMANDATIONS

- ❖ Apporter les correctifs alimentaires appropriés, en lien avec les objectifs 1, 2, 3.
- ❖ Suggérer des ressources alimentaires locales, si nécessaire.

CONCERTATION NUTRITIONNISTE / INTERVENANT DESIGNÉ

- ❖ Objectifs nutritionnels.
- ❖ Recommandations.
- ❖ Modalité de suivi du participant (rôle de chacun).

OUTILS DE TRAVAIL

- ❖ Feuillet (en cours d'élaboration).
- ❖ Autre documentation pertinente.

Inventaire des ressources	Utilisation actuelle		Suggestion (date)	Suivis					
	oui	non		Date	Date	Date	Date	Date	Date
Communauté									
Initialer lors des suivis									

Légende pour les suivis, si la ressource : est utilisée = **oui** n'est pas utilisée = **non**
est cessée = **c** ne peut pas être utilisée = **na** (libellé à préciser)

Commentaires :

Signature de la nutritionniste : _____ Date : _____

Signature de l'intervenant : _____ Date : _____

L'indice de masse corporelle vous signale si vous prenez des risques faibles, modérés ou élevés avec votre corps. À l'intérieur de la gamme des poids-santé, plusieurs poids peuvent convenir à votre taille - À vous de choisir celui qui vous est confortable !

L'indice de masse corporelle est reconnu par le Groupe d'experts des normes pondérales, un comité mis sur pied par Santé et Bien-être social Canada, de même que par un grand nombre de professionnels de la santé et d'agences gouvernementales à travers le monde. L'IMC est sûr, précis et fiable.

COMMENT TROUVER VOTRE IMC

1. Faites un X sur l'échelle A vis-à-vis votre taille.
2. Faites un X sur l'échelle B vis-à-vis votre poids actuel.
3. Avec une règle, tracez une ligne reliant les deux X.
4. Prolongez cette ligne jusque sur l'échelle C pour trouver votre IMC.

PAR EXEMPLE:

- Si François mesure 1,80 m (5'11") et pèse 85 kg (188 lb), son IMC est de 26 environ.
- Si Louise mesure 1,60 m (5'4") et pèse 60 kg (132 lb), son IMC est de 23 environ.

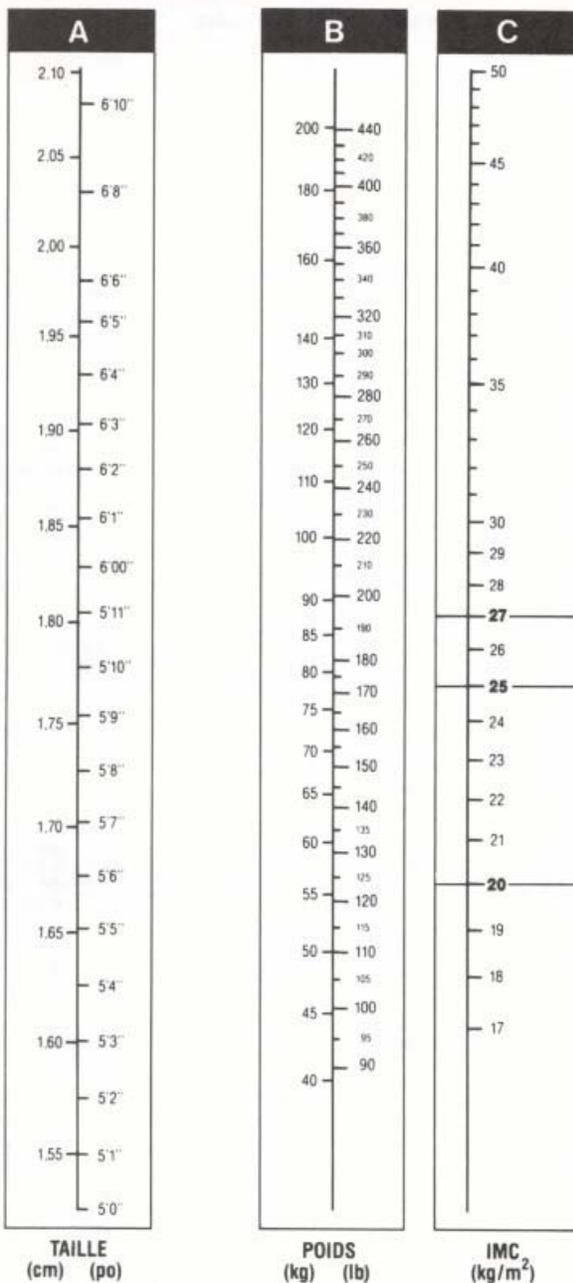
Moins de 20 : Un IMC inférieur à 20 pourrait être associé à des problèmes de santé chez certaines personnes. Il serait peut-être bon de consulter votre diététiste et votre médecin.

De 20 à 25 : Cet intervalle d'IMC est associé au plus faible risque de maladie chez la majorité des gens. Si vous êtes dans cet intervalle, restez-y !

De 25 à 27 : Un IMC situé dans cet intervalle est parfois associé à des problèmes de santé chez certaines personnes. La prudence est donc de mise dans vos habitudes de vie.

Plus de 27 : Un IMC supérieur à 27 est associé à des risques plus élevés de problèmes de santé tels que les maladies du cœur, l'hypertension et le diabète. Il serait peut-être bon de consulter votre diététiste et votre médecin.

L'INDICE DE MASSE CORPORELLE



SI VOTRE IMC EST INFÉRIEUR À 20 OU SUPÉRIEUR À 27...

Il est temps de réduire vos risques de développer des problèmes de santé. Mais avant tout, il importe de savoir pourquoi vous n'êtes pas dans la gamme des poids-santé. Consultez votre diététiste et votre médecin.

Source : Le Groupe d'experts des normes pondérales, Santé et Bien-être social Canada.

L'IMC S'APPLIQUE À PRESQUE TOUT LE MONDE

■ Cependant, l'IMC est inexact dans le cas des enfants et des adolescents de moins de 20 ans, des adultes de plus de 65 ans, des femmes enceintes et allaitantes, de même que dans le cas des personnes très musclées, comme les athlètes.

ANNEXE VI
ÉCHELLE D'ÉQUILIBRE DE BERG ET TEST TIMED UP AND GO

« Échelle de Berg » - Instructions

1. PASSER DE LA POSITION ASSISE À DEBOUT

Instructions : Veuillez vous lever en essayant de ne pas vous aider avec les mains

- (4) peut se lever sans l'aide des mains et garder son équilibre
- (3) peut se lever seul avec l'aide des mains
- (2) peut se lever en s'aidant de ses mains, après plusieurs tentatives
- (1) besoin d'un peu d'aide à se lever ou garder l'équilibre
- (0) besoin d'une aide modérée ou importante pour se lever

2. SE TENIR DEBOUT SANS APPUI

Instructions : Essayez de rester debout deux minutes sans perdre appui

- (4) peut rester debout sans danger pendant 2 minutes
- (3) peut tenir debout pendant 2 minutes, sous surveillance
- (2) peut tenir debout 30 secondes sans prendre appui
- (1) doit faire plusieurs tentatives pour tenir debout 30 secondes sans prendre appui
- (0) est incapable de tenir debout 30 secondes sans aide de quelqu'un

3. SE TENIR ASSIS, SANS APPUI, MAIS PIEDS AU SOL OU SUR UN TABOURET

Instructions : Asseyez-vous les bras croisés pendant 2 minutes

- (4) peut rester assis(e) 2 minutes sans danger
- (3) peut rester assis(e) 2 minutes, sous surveillance
- (2) peut rester assis(e) 30 secondes
- (1) peut rester assis(e) 10 secondes
- (0) incapable de rester assis(e) sans appui, 10 secondes

4. PASSER DE LA POSITION DEBOUT À ASSISE

Instructions : Veuillez vous asseoir

- (4) peut s'asseoir correctement en s'aidant légèrement des mains
- (3) contrôle la descente avec ses mains
- (2) contrôle la descente avec le derrière des jambes sur la chaise
- (1) s'assoit sans aide, sans contrôler la descente
- (0) a besoin d'aide pour s'asseoir

5. TRANSFERTS (Arranger les chaises pour un transfert pivot)

Instructions : Assoyez-vous sur le siège avec accoudoirs et ensuite sans accoudoirs. On peut utiliser deux chaises (l'une avec et l'autre sans accoudoirs) ou un lit et une chaise

- (4) exécute sans difficulté, en s'aidant un peu des mains
- (3) exécute sans difficulté, en s'aidant beaucoup des mains
- (2) exécute l'exercice moyennement des instructions verbales et surveillance
- (1) a besoin d'être aidé par quelqu'un
- (0) a besoin de l'aide / surveillance de deux personnes afin d'être sécuritaire

6. SE TENIR DEBOUT LES YEUX FERMÉS

Instructions : Fermez les yeux et restez immobile 10 secondes

- (4) peut se tenir debout sans appui
- (3) peut se tenir debout pendant 10 secondes sous surveillance
- (2) peut se tenir debout pendant 3 secondes
- (1) incapable de fermer les yeux plus de 3 secondes mais garde l'équilibre
- (0) a besoin d'aide à ne pas tomber

7. SE TENIR DEBOUT LES PIEDS JOINTS

Instructions : Placez vos pieds ensemble

- (4) peut joindre les pieds sans aide et rester 1 minute, sans danger
- (3) peut joindre les pieds sans aide et rester 1 minute, sous surveillance
- (2) peut joindre sans aide et rester debout moins de 30 secondes
- (1) a besoin d'aide à joindre les pieds mais peut tenir 15 secondes
- (0) a besoin d'aide pour exécuter l'exercice et ne peut se tenir debout plus de 15 secondes

8. DÉPLACEMENT VERS L'AVANT BRAS ÉTENDU (S)

Instructions : Levez le bras à 90°. Étendez les doigts et allez le plus loin possible vers l'avant

- (4) peut se pencher sans danger, 25 cm et plus

- (3) peut se pencher sans danger, 12,5 cm et plus, moins que 25 cm

- (2) peut se pencher sans danger, 5 cm et plus, moins que 12,5 cm

- (1) peut se pencher mais sous surveillance

- (0) a besoin d'aide à ne pas tomber

9. RAMASSER UN OBJET AU SOL

Instructions : Ramassez votre chaussure qui est devant vos pieds

- (4) peut ramasser sa chaussure facilement et sans danger

- (3) peut ramasser sa chaussure mais sous surveillance

- (2) ne peut ramasser, s'arrête à 2-5 cm de la chaussure et garde l'équilibre

- (1) ne peut pas ramasser sa chaussure, a besoin de surveillance

- (0) incapable d'essayer l'exercice / a besoin d'aide pour ne pas tomber

10. SE RETOURNER POUR REGARDER PAR-DESSUS L'ÉPAULE GAUCHE ET L'ÉPAULE DROITE

Instructions : Retournez-vous et regardez directement derrière vous par-dessus votre épaule gauche puis la droite

- (4) se retourne des deux côtés ; bon déplacement du poids

- (3) se retourne d'un côté seulement ; mais mauvais déplacement du poids de l'autre côté

- (2) se tourne de profil seulement en gardant son équilibre

- (1) a besoin de surveillance

- (0) a besoin d'aide à ne pas tomber

11. PIVOTER SUR PLACE

Instructions : Faites un tour complet de 360° et arrêtez, puis faites un autre tour complet de l'autre côté

- (4) peut tourner 360° sans danger de chaque côté, en moins de 4 secondes

- (3) peut tourner 360° sans danger d'un seul côté, en moins de 4 secondes

- (2) peut tourner 360° sans danger mais lentement

- (1) a besoin de surveillance ou de directives verbales

- (0) a besoin d'aide pour ne pas tomber

12. DEBOUT ET SANS SUPPORT, PLACEMENT ALTERNATIF D'UN PIED SUR UNE MARCHE OU UN TABOURET

Instructions : Placez en alternance un pied sur la marche ou un tabouret. Continuez jusqu'à ce que chaque pied ait touché le tabouret au moins 4 fois

- (4) peut se tenir sans appui, sans danger et toucher 8 fois en 20 secondes

- (3) peut se tenir debout sans appui et toucher 8 fois en plus de 20 secondes

- (2) peut toucher 4 fois sans aide et sous surveillance

- (1) ne peut toucher plus de 2 fois ; a besoin d'aide

- (0) a besoin d'aide pour ne pas tomber / ne peut faire l'exercice

13. SE TENIR DEBOUT SANS APPUI, UN PIED DEVANT L'AUTRE

Instructions : Placez un pied directement devant l'autre (faire une démonstration devant le sujet). Si impossible, faites un grand pas (pour obtenir trois points, la longueur du pas devra dépasser la longueur de l'autre pied et l'écart entre les pieds devra être à peu près l'équivalent d'un pas normal)

- (4) est capable de placer un pied directement devant l'autre sans aide et tenir la position 30 secondes

- (3) peut faire un grand pas sans aide et tenir la position 30 secondes

- (2) peut faire un petit pas sans aide et tenir la position 30 secondes

- (1) a besoin d'aide à faire un pas mais peut tenir 15 secondes

- (0) perd l'équilibre en faisant un pas ou en essayant de se tenir debout

14. SE TENIR DEBOUT SUR UNE SEULE JAMBE

Instructions : Tenez debout sur une seule jambe le plus longtemps possible, sans appui

- (4) peut lever une jambe sans aide et tenir plus de 10 secondes

- (3) peut lever une jambe sans aide et tenir de 5 à 10 secondes

- (2) peut lever une jambe sans aide et tenir 3 secondes ou plus

- (1) essaie de lever une jambe mais ne peut tenir la position plus de 3 secondes, mais reste debout, sans aide

- (0) ne peut exécuter l'exercice ou a besoin d'aide pour ne pas tomber

« Échelle de BERG » - Procédures et interprétation

Procédures d'application à suivre :

- Expliquer et démontrer les épreuves.
- Ne pas tenir le client lors du test.
- Le client porte ses chaussures habituelles.
- Le client choisit la jambe sur laquelle il va se tenir en équilibre unipodale (# 14) ainsi que celle qu'il placera à l'avant lors de l'épreuve pieds en tandem (# 13).
- Utiliser un banc de la hauteur d'une marche normale pour l'épreuve 12, soit 195 mm (7,75 pouces).
- Inscire la note la plus basse lorsque vous hésitez entre deux résultats.
- Aucune aide technique permise.

Résultats	Interprétations ¹	Recommandations (participant)
45 et plus / 56	Le résultat indique la non nécessité d'utiliser un accessoire à la marche.	Aucune référence. Remettre le programme d'exercices individuels.
31 à 44 / 56	Le résultat indique la nécessité d'utiliser un accessoire à la marche à l'extérieur ou pour les longues distances.	Participer au programme d'exercices de groupe. Remettre le programme d'exercices individuels. Référer en physiothérapie, s'il n'a pas d'accessoire à la marche.
20 à 30 / 56	Le résultat indique la nécessité d'utiliser un accessoire en tout temps	Référer en physiothérapie et, selon le cas, remettre le programme d'exercices individuels.

« Timed Up & Go » - Procédures et interprétation

Procédures d'application à suivre :

- Le client porte ses chaussures habituelles.
- On ne donne aucune assistance physique.
- Le client peut utiliser un accessoire de marche si nécessaire.
- Au début du test, le client est assis avec le dos appuyé au dossier de la chaise, les mains sont sur les appuis-bras.
- Mesurer une distance de 3 mètres du bout du pied du client, faire une marque.
- Consigne : à « GO », vous vous levez, vous marchez jusqu'à la ligne (à une vitesse confortable et sécuritaire), vous tournez et vous revenez vous asseoir sur la chaise.
- Faire un essai sans chronomètre pour permettre au client de se familiariser avec ce test.
- Demander au client de ne pas parler durant le test.
- Lors du test chronométré, partir le chronomètre lorsque le dos du client ne touche plus au dossier de la chaise et arrêter le chronomètre lorsque le dos revient s'appuyer au dossier de la chaise.

Résultats	Interprétations ¹	Recommandations (participant)
20 secondes et moins ²	Les sujets sont autonomes aux transferts de base et presque tous marchent seuls ou avec une canne. La majorité peut marcher 45 m (\pm 150 pieds), monter les escaliers et presque tous ont obtenu une vitesse de marche suffisante pour traverser la rue (50 cm / seconde).	Aucune référence. Remettre le programme d'exercices individuels.
21 à 29 secondes	Il s'agit d'une zone grise. Il y a beaucoup de variations dans l'équilibre, la vitesse de marche et la capacité fonctionnelle.	Participer au programme d'exercices de groupe. Remettre le programme d'exercices individuels. Référer en physiothérapie, s'il n'a pas d'accessoire à la marche.
30 secondes et plus	Ces sujets sont considérés comme plus dépendants. La plupart ont besoin d'aide pour le bain ou la douche. Presque aucun ne peut monter les escaliers sans assistance et aucun ne peut aller seul sur la rue.	Référer en physiothérapie et, selon le cas, remettre le programme d'exercices individuels.

1. Advenant que les deux recommandations ne soient pas concordantes, retenir celle qui est associée à la plus faible performance.

2. Les sujets qui obtiennent un résultat de 10 secondes et moins sont considérés comme ayant un niveau d'indépendance élevé.

<p align="center">4.3 ÉQUILIBRE ET MOTRICITÉ</p> <p align="center">« <u>Échelle de BERG</u> » et « <u>Timed Up & Go</u> » (TUG)</p>	Nom et prénom : _____	NIP : _____
	CLSC # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()	Dossier # : _____
Date de naissance : _____ / _____ / _____ <div style="text-align: center;"> An Mois Jour </div>		
Évaluation # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()		
Accessoire à la marche (préciser)		
1. Assis à debout		
2. Debout sans appui (2 minutes)		
3. Assis pieds au sol (2 minutes)		
4. Debout à assis		
5. Transferts		
6. Debout, yeux fermés (10 secondes)		
7. Debout, pieds joints (1 minute)		
8. Debout, bras étendus		
9. Ramasser un objet au sol		
10. Debout, regarde par-dessus épaule		
11. Pivoter à 360°		
12. Pied en alternance sur un banc		
13. Debout, pieds tandem (30 secondes)		
14. Debout sur une jambe		
Total " BERG "	_____ / 56	
Total " Timed Up & Go "	_____ secondes	
Commentaires	_____ _____ _____ _____	
Recommandations :		
Aucune référence	()	Programme d'exercices individuels ()
Programme d'exercices de groupe	()	Référence en physiothérapie CLSC ()
Signature de l'intervenant : _____ Date : _____		

Source : (Adapté de) Martel D (1999). *La chute et les troubles de l'équilibre chez la personne âgée. Évaluation et traitement*. Revu et corrigé, Avril.

« Échelle de Berg » - Instructions

1. PASSER DE LA POSITION ASSISE À DEBOUT

Instructions : Veuillez vous lever en essayant de ne pas vous aider avec les mains

- (4) peut se lever sans l'aide des mains et garder son équilibre
- (3) peut se lever seul avec l'aide des mains
- (2) peut se lever en s'aidant de ses mains, après plusieurs tentatives
- (1) besoin d'un peu d'aide à se lever ou garder l'équilibre
- (0) besoin d'une aide modérée ou importante pour se lever

2. SE TENIR DEBOUT SANS APPUI

Instructions : Essayez de rester debout deux minutes sans perdre appui

- (4) peut rester debout sans danger pendant 2 minutes
- (3) peut tenir debout pendant 2 minutes, sous surveillance
- (2) peut tenir debout 30 secondes sans prendre appui
- (1) doit faire plusieurs tentatives pour tenir debout 30 secondes sans prendre appui
- (0) est incapable de tenir debout 30 secondes sans aide de quelqu'un

3. SE TENIR ASSIS, SANS APPUI, MAIS PIEDS AU SOL OU SUR UN TABOURET

Instructions : Asseyez-vous les bras croisés pendant 2 minutes

- (4) peut rester assis(e) 2 minutes sans danger
- (3) peut rester assis(e) 2 minutes, sous surveillance
- (2) peut rester assis(e) 30 secondes
- (1) peut rester assis(e) 10 secondes
- (0) incapable de rester assis(e) sans appui, 10 secondes

4. PASSER DE LA POSITION DEBOUT À ASSISE

Instructions : Veuillez vous asseoir

- (4) peut s'asseoir correctement en s'aidant légèrement des mains
- (3) contrôle la descente avec ses mains
- (2) contrôle la descente avec le derrière des jambes sur la chaise
- (1) s'assoit sans aide, sans contrôler la descente
- (0) a besoin d'aide pour s'asseoir

5. TRANSFERTS (Arranger les chaises pour un transfert pivot)

Instructions : Assoyez-vous sur le siège avec accoudoirs et ensuite sans accoudoirs. On peut utiliser deux chaises (l'une avec et l'autre sans accoudoirs) ou un lit et une chaise

- (4) exécute sans difficulté, en s'aidant un peu des mains
- (3) exécute sans difficulté, en s'aidant beaucoup des mains
- (2) exécute l'exercice moyennement des instructions verbales et surveillance
- (1) a besoin d'être aidé par quelqu'un
- (0) a besoin de l'aide / surveillance de deux personnes afin d'être sécuritaire

6. SE TENIR DEBOUT LES YEUX FERMÉS

Instructions : Fermez les yeux et restez immobile 10 secondes

- (4) peut se tenir debout sans appui
- (3) peut se tenir debout pendant 10 secondes sous surveillance
- (2) peut se tenir debout pendant 3 secondes
- (1) incapable de fermer les yeux plus de 3 secondes mais garde l'équilibre
- (0) a besoin d'aide à ne pas tomber

7. SE TENIR DEBOUT LES PIEDS JOINTS

Instructions : Placez vos pieds ensemble

- (4) peut joindre les pieds sans aide et rester 1 minute, sans danger
- (3) peut joindre les pieds sans aide et rester 1 minute, sous surveillance
- (2) peut joindre sans aide et rester debout moins de 30 secondes
- (1) a besoin d'aide à joindre les pieds mais peut tenir 15 secondes
- (0) a besoin d'aide pour exécuter l'exercice et ne peut se tenir debout plus de 15 secondes

8. DÉPLACEMENT VERS L'AVANT BRAS ÉTENDU (S)

Instructions : Levez le bras à 90°. Étendez les doigts et allez le plus loin possible vers l'avant

- (4) peut se pencher sans danger, 25 cm et plus

- (3) peut se pencher sans danger, 12,5 cm et plus, moins que 25 cm

- (2) peut se pencher sans danger, 5 cm et plus, moins que 12,5 cm

- (1) peut se pencher mais sous surveillance

- (0) a besoin d'aide à ne pas tomber

9. RAMASSER UN OBJET AU SOL

Instructions : Ramassez votre chaussure qui est devant vos pieds

- (4) peut ramasser sa chaussure facilement et sans danger

- (3) peut ramasser sa chaussure mais sous surveillance

- (2) ne peut ramasser, s'arrête à 2-5 cm de la chaussure et garde l'équilibre

- (1) ne peut pas ramasser sa chaussure, a besoin de surveillance

- (0) incapable d'essayer l'exercice / a besoin d'aide pour ne pas tomber

10. SE RETOURNER POUR REGARDER PAR-DESSUS L'ÉPAULE GAUCHE ET L'ÉPAULE DROITE

Instructions : Retournez-vous et regardez directement derrière vous par-dessus votre épaule gauche puis la droite

- (4) se retourne des deux côtés ; bon déplacement du poids

- (3) se retourne d'un côté seulement ; mais mauvais déplacement du poids de l'autre côté

- (2) se tourne de profil seulement en gardant son équilibre

- (1) a besoin de surveillance

- (0) a besoin d'aide à ne pas tomber

11. PIVOTER SUR PLACE

Instructions : Faites un tour complet de 360° et arrêtez, puis faites un autre tour complet de l'autre côté

- (4) peut tourner 360° sans danger de chaque côté, en moins de 4 secondes

- (3) peut tourner 360° sans danger d'un seul côté, en moins de 4 secondes

- (2) peut tourner 360° sans danger mais lentement

- (1) a besoin de surveillance ou de directives verbales

- (0) a besoin d'aide pour ne pas tomber

12. DEBOUT ET SANS SUPPORT, PLACEMENT ALTERNATIF D'UN PIED SUR UNE MARCHE OU UN TABOURET

Instructions : Placez en alternance un pied sur la marche ou un tabouret. Continuez jusqu'à ce que chaque pied ait touché le tabouret au moins 4 fois

- (4) peut se tenir sans appui, sans danger et toucher 8 fois en 20 secondes

- (3) peut se tenir debout sans appui et toucher 8 fois en plus de 20 secondes

- (2) peut toucher 4 fois sans aide et sous surveillance

- (1) ne peut toucher plus de 2 fois ; a besoin d'aide

- (0) a besoin d'aide pour ne pas tomber / ne peut faire l'exercice

13. SE TENIR DEBOUT SANS APPUI, UN PIED DEVANT L'AUTRE

Instructions : Placez un pied directement devant l'autre (faire une démonstration devant le sujet). Si impossible, faites un grand pas (pour obtenir trois points, la longueur du pas devra dépasser la longueur de l'autre pied et l'écart entre les pieds devra être à peu près l'équivalent d'un pas normal)

- (4) est capable de placer un pied directement devant l'autre sans aide et tenir la position 30 secondes

- (3) peut faire un grand pas sans aide et tenir la position 30 secondes

- (2) peut faire un petit pas sans aide et tenir la position 30 secondes

- (1) a besoin d'aide à faire un pas mais peut tenir 15 secondes

- (0) perd l'équilibre en faisant un pas ou en essayant de se tenir debout

14. SE TENIR DEBOUT SUR UNE SEULE JAMBE

Instructions : Tenez debout sur une seule jambe le plus longtemps possible, sans appui

- (4) peut lever une jambe sans aide et tenir plus de 10 secondes

- (3) peut lever une jambe sans aide et tenir de 5 à 10 secondes

- (2) peut lever une jambe sans aide et tenir 3 secondes ou plus

- (1) essaie de lever une jambe mais ne peut tenir la position plus de 3 secondes, mais reste debout, sans aide

- (0) ne peut exécuter l'exercice ou a besoin d'aide pour ne pas tomber

« Échelle de BERG » - Procédures et interprétation

Procédures d'application à suivre :

- Expliquer et démontrer les épreuves.
- Ne pas tenir le client lors du test.
- Le client porte ses chaussures habituelles.
- Le client choisit la jambe sur laquelle il va se tenir en équilibre unipodale (# 14) ainsi que celle qu'il placera à l'avant lors de l'épreuve pieds en tandem (# 13).
- Utiliser un banc de la hauteur d'une marche normale pour l'épreuve 12, soit 195 mm (7,75 pouces).
- Inscire la note la plus basse lorsque vous hésitez entre deux résultats.
- Aucune aide technique permise.

Résultats	Interprétations ¹	Recommandations (participant)
45 et plus / 56	Le résultat indique la non nécessité d'utiliser un accessoire à la marche.	Aucune référence. Remettre le programme d'exercices individuels.
31 à 44 / 56	Le résultat indique la nécessité d'utiliser un accessoire à la marche à l'extérieur ou pour les longues distances.	Participer au programme d'exercices de groupe. Remettre le programme d'exercices individuels. Référer en physiothérapie, s'il n'a pas d'accessoire à la marche.
20 à 30 / 56	Le résultat indique la nécessité d'utiliser un accessoire en tout temps	Référer en physiothérapie et, selon le cas, remettre le programme d'exercices individuels.

« Timed Up & Go » - Procédures et interprétation

Procédures d'application à suivre :

- Le client porte ses chaussures habituelles.
- On ne donne aucune assistance physique.
- Le client peut utiliser un accessoire de marche si nécessaire.
- Au début du test, le client est assis avec le dos appuyé au dossier de la chaise, les mains sont sur les appuis-bras.
- Mesurer une distance de 3 mètres du bout du pied du client, faire une marque.
- Consigne : à « GO », vous vous levez, vous marchez jusqu'à la ligne (à une vitesse confortable et sécuritaire), vous tournez et vous revenez vous asseoir sur la chaise.
- Faire un essai sans chronomètre pour permettre au client de se familiariser avec ce test.
- Demander au client de ne pas parler durant le test.
- Lors du test chronométré, partir le chronomètre lorsque le dos du client ne touche plus au dossier de la chaise et arrêter le chronomètre lorsque le dos revient s'appuyer au dossier de la chaise.

Résultats	Interprétations ¹	Recommandations (participant)
20 secondes et moins ²	Les sujets sont autonomes aux transferts de base et presque tous marchent seuls ou avec une canne. La majorité peut marcher 45 m (\pm 150 pieds), monter les escaliers et presque tous ont obtenu une vitesse de marche suffisante pour traverser la rue (50 cm / seconde).	Aucune référence. Remettre le programme d'exercices individuels.
21 à 29 secondes	Il s'agit d'une zone grise. Il y a beaucoup de variations dans l'équilibre, la vitesse de marche et la capacité fonctionnelle.	Participer au programme d'exercices de groupe. Remettre le programme d'exercices individuels. Référer en physiothérapie, s'il n'a pas d'accessoire à la marche.
30 secondes et plus	Ces sujets sont considérés comme plus dépendants. La plupart ont besoin d'aide pour le bain ou la douche. Presque aucun ne peut monter les escaliers sans assistance et aucun ne peut aller seul sur la rue.	Référer en physiothérapie et, selon le cas, remettre le programme d'exercices individuels.

1. Advenant que les deux recommandations ne soient pas concordantes, retenir celle qui est associée à la plus faible performance.

2. Les sujets qui obtiennent un résultat de 10 secondes et moins sont considérés comme ayant un niveau d'indépendance élevé.

ANNEXE VII
OUTIL DE COLLECTE DE DONNÉES SUR LES MÉDICAMENTS

4.4 CONSOMMATION DE MÉDICAMENTS	Nom et prénom : _____	NIP : _____
	CLSC # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()	
	Dossier # : _____	
	Date de naissance : _____ / _____ / _____	
	An Mois Jour	
Évaluation # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()		

Médecin traitant		
Clinique médicale		Téléphone :
Nom de la pharmacie		Téléphone :

INVENTAIRE DE LA MÉDICATION		
Nom du médicament prescrit	Posologie	Médecin prescripteur
Aucun médicament () ₀		
1.		
2.		
3.		
4.		
5.		
6.		
7.		
8.		
9.		
10.		
11.		
12.		
13.		
14.		
15.		
16.		
17.		
18.		
19.		
20.		

Nom du médicament non prescrit	Posologie	Ne rien inscrire sous cette colonne
Aucun médicament () ₀		
1.		
2.		
3.		
4.		
5.		
6.		
7.		
8.		
9.		
10.		

Dossier # : _____

Questions sur l'usage de médicaments chez la personne âgée (COCHER la réponse) ¹	Oui ₁	Non ₂	Nsp ₇	Nap ₈
1. Prenez-vous quatre (4) médicaments différents (prescrits) ou plus par jour ?		N		
2. Prenez-vous des benzodiazépines (sommifères, calmants, voir page suivante) ?		N		
3. Allez-vous à plus d'une pharmacie pour obtenir vos médicaments ?		N		
4. Oubliez-vous souvent de prendre vos médicaments ?		N		
5. Échangez-vous des médicaments avec d'autres personnes (prêter ou emprunter) ?		N		
6. Avez-vous déjà cessé de prendre un médicament (prescrit) sans l'avis d'un médecin ?		N		
7. Consommez-vous des médicaments dont la date d'expiration est passée ?		N		
8. Consommez-vous des médicaments en vente libre ou des produits naturels ?		N		
9. Savez-vous pour quelle raison vous prenez ces médicaments ?	O			
10. Connaissez-vous la bonne façon de les prendre ?	O			
11. Connaissez-vous leurs effets secondaires ?	O			
12. Prenez-vous vos médicaments avec l'aide d'un doseur (« dosette », « dispill », etc.) ?	O			
13. Êtes-vous à l'aise de poser des questions au pharmacien ou au médecin sur vos médicaments ?	O			
Résultats	Interprétations		Recommandations (au participant)	
Réponse « Non » aux questions 1 à 8 inclusivement	Risque faible		Aucune référence	
Réponse « Oui » aux questions 9 à 13 inclusivement	Risque modéré		Référer, au besoin, au personnel infirmier du CLSC ou consulter le pharmacien	
Toute réponse qui diffère de celles mentionnées ci-dessus	Risque élevé		Référer au médecin traitant	
Réponse à la question 1 est « Oui », inscrire 1 (_)			Référer, au besoin, au personnel infirmier du CLSC	
Réponse à la question 2 est « Oui », inscrire 1 (_)				
Total ____ / 2				
Signature de l'intervenant : _____		Date : _____		

1. Les réponses attendues d'un bon usage des médicaments sont précisées, pour chaque question, sous les colonnes « Oui » ou « Non ».
Nsp : ne sait pas ; Nap : ne s'applique pas.

Sources : Les compagnies de recherche pharmaceutique du Canada (non daté). *L'information est la meilleure prescription. Ce que vous devriez savoir sur vos médicaments.* Ottawa, 16 p. et carnet.
Larose D (non daté). *Ma médication ça me concerne. Information destinée aux personnes âgées de 65 ans et plus.* Centre hospitalier et Centre de réadaptation Antoine Labelle, non paginé.
(Adapté de) Hottin P (2001). *L'insomnie chez la personne âgée.* Le Médecin du Québec, Vol 36, No 8, Août, p. 45-53.
Pierfitte C et coll. (2001). *Benzodiazepines and hip fractures in elderly people : case-control study.* British Medical Journal, Vol 322, No 7288, 24 March, p. 704-708.

EXEMPLES DE PSYCHOTROPES DU TYPE BENZODIAZÉPINES		
Catégorie d'utilisation principale¹	Exemples	Commentaires
Tranquillisants mineurs (anxiolytiques ou sédatifs)	Ativan (lorazépam)	À déconseiller chez les aînés
	Valium (diazépam)	À déconseiller chez les aînés
	Librium (chlordiazépoxyde)	À déconseiller chez les aînés
	Xanax (alprazolam)	
	Rivotril (clonazépam)	
Somnifères (hypnotiques)	Restoril (témazépam)	
	Dalmane (flurazépam)	À déconseiller chez les aînés
	Halcion (triazolam)	À déconseiller chez les aînés
	Sérox (oxazépam)	

1. Il faut noter que malgré les propriétés similaires des benzodiazépines, leur métabolisme, leur demi-vie et leur délai d'action diffèrent. Il faut éviter les benzodiazépines qui ont de longues demi-vies et des métabolites actifs, car elles sont plus susceptibles de s'accumuler dans l'organisme¹³³. Certains anxiolytiques sont utilisés aussi comme somnifères (hypnotiques).

Sources : (Adapté de) Hottin P (2001). *L'insomnie chez la personne âgée*. Le Médecin du Québec, Vol 36, No 8, Août, p. 45-53.
Pierfitte C et coll. (2001). *Benzodiazepines and hip fractures in elderly people : case-control study*. British Medical Journal, Vol 322, No 7288, 24 March, p. 704-708.

ANNEXE VIII
OUTIL D'ÉVALUATION DE LA CONSOMMATION D'ALCOOL

4.5 CONSOMMATION D'ALCOOL	Nom et prénom : _____	NIP : _____
	CLSC # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()	
	Dossier # : _____	
	Date de naissance : _____ / _____ / _____	
	An Mois Jour	
	Évaluation # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()	

Attention : la bière à 0,5 % n'est pas considérée comme de l'alcool.

1 consommation équivaut à :

- 1 bouteille de bière (12 onces ou 360 ml) ;
- 1 verre de vin (4-5 onces ou 120-150 ml) ;
- 1 verre de liqueur forte ou de spiritueux (1-1½ once ou 30-45 ml avec ou sans mélange)

1. **Ces six derniers mois**, avez-vous consommé de la bière, du vin, des liqueurs fortes ou d'autres boissons alcoolisées ?
Oui ()₁ Non ()₂ Fin du questionnaire

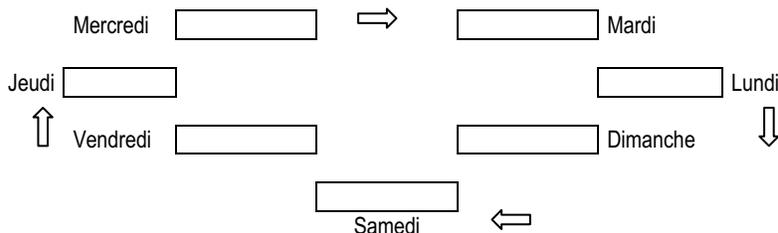
2. **Au cours des six derniers mois**, quelle a été la fréquence de votre consommation de boissons alcoolisées ?
En avez-vous bu...
chaque jour ? ()₁
de 4 à 6 fois par semaine? ()₂
de 2 à 3 fois par semaine? ()₃
une fois par semaine? ()₄
une ou deux fois par mois? ()₅
moins d'une fois par mois? ()₆

3. **Au cours des six derniers mois**, combien de fois avez-vous pris CINQ consommations ou plus dans une même occasion ?
Aucune ()₀ _____ fois

4. De façon générale, combien de consommations prenez-vous en moyenne par semaine ?
Aucune ()₀ _____ consommations

5. Avez-vous consommé de l'alcool **au cours des 7 derniers jours** ?
Oui ()₁ Non ()₂ Fin du questionnaire

6. Si vous avez consommé de l'alcool au cours des **7 derniers jours**, combien de consommations avez-vous prises **pour chacun des 7 derniers jours**. Commencez par la journée d'hier.
Exemple :
- si vous remplissez ce questionnaire un **vendredi**, vous commencez par **jeudi** et vous continuez ainsi en suivant le sens des flèches ;
- vous inscrivez le nombre de consommations dans les cases (si cinq consommations, inscrivez 5 ; si douze consommations, inscrivez 12 ; **les jours où il n'y a pas eu d'alcool de bu, inscrivez 0**).
Écrivez le nombre approprié dans chacune des cases



Résultats	Interprétations	Recommandations (au participant)
Réponse « Non » à la question 1	Risque faible	Aucune référence
Réponse « Oui » à la question 1, à l'exception des réponses ci-dessous	Risque modéré	Référer, au besoin, au service psychosocial
Réponse à la question 4 est > 12 consommations par semaine, inscrire 1 () Réponse à la question 6 est > deux consommations par jour, inscrire 1 () Total ____ / 2	Risque élevé	Référer au médecin traitant
Signature de l'intervenant : _____		Date : _____

Source : (Adapté de) Institut de la statistique du Québec (2000). *Annexe 3. Questionnaire autoadministré (QAA) VI - L'ALCOOL*. p. 15-17 dans *Enquête sociale et de santé 1998*. COLLECTION la santé et le bien-être, ISQ, 6 novembre, 642 p.

ANNEXE IX
OUTIL D'ÉVALUATION DE L'ENVIRONNEMENT DU DOMICILE

4.6 ENVIRONNEMENT DOMICILIAIRE	Nom et prénom : _____	NIP : _____				
	CLSC # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()					
	Dossier # : _____					
	Date de naissance : _____ / _____ / _____	An Mois Jour				
	Évaluation # : 1 () 2 () 3 () 4 () 5 () 6 ()					
Type de résidence¹ : Unifamiliale ()₁ Logement ()₂ Appartement ()₃ Résidence privée ()₄ Autre ()₅						
Évaluation des risques environnementaux - Pièces et aires du domicile²			Cocher la réponse³			
1. Cuisine	Oui₁	Non₂	Refus₃	Nsp₇	Nap₈	
a) Éclairage faible, obscurci ou éblouissant						
b) Interrupteurs mal identifiés, non visibles dans l'obscurité						
c) Aires de déplacement non dégagées ; présence de petits objets, liquides, fils/cordons ou obstacles						
d) Articles fréquemment utilisés rangés là où il est nécessaire de se pencher ou de lever le bras						
e) Tabouret ou escabeau non solide						
f) Table non solide ou facile à déplacer						
g) Chaise non solide ou se déplace facilement						
Commentaires :						
2. Vestibule ou entrée intérieure et corridors ou passages	Oui₁	Non₂	Refus₃	Nsp₇	Nap₈	
a) Éclairage faible, obscurci ou éblouissant						
b) Carpettes mobiles, dans les aires de déplacement (couloir, etc.), nattes/paillassons, glissants ou obstacles						
c) Tapis avec bordures relevées ou obstacles						
d) Surface glissante si non recouverte d'un tapis						
e) Aires de déplacement non dégagées ; présence de petits objets, liquides, fils/cordons ou obstacles						
Commentaires :						
3. Salon	Oui₁	Non₂	Refus₃	Nsp₇	Nap₈	
a) Éclairage faible, obscurci ou éblouissant						
b) Carpettes mobiles, dans les aires de déplacement (couloir, etc.), nattes/paillassons, glissants ou obstacles						
c) Tapis avec bordures relevées ou obstacles						
d) Surface glissante si non recouverte d'un tapis						
e) Aires de déplacement non dégagées ; présence de petits objets, liquides, fils/cordons ou obstacles						
f) Chaises non solides ou nécessitent une réparation						
g) Utiliser une chaise basse de laquelle il est difficile de se relever						
Commentaires :						

1. **Unifamiliale** : maison détachée, jumelée, en rangée, reliée ou mobile ; **Logement** : bâtiment avec entrée distincte pour chaque unité de logement (adresse civique unique avec ou sans numéro d'appartement) ; **Appartement** : immeuble avec entrée principale et plusieurs unités de logement (adresse civique avec numéro d'appartement) ; **Résidence privée** : résidence offrant des services à ses occupants (salle à manger, salle de séjour ou autres services) ; **Autre** : chambre, etc., préciser.
2. Lorsqu'il y a présence de plus d'une chambre, d'une salle de bain ou d'une autre aire (escalier, etc.) du domicile, seule la pièce ou l'aire la plus fréquentée par le participant est évaluée. De plus, lorsqu'une pièce n'est pas présente (pas de chambre dans la maison, etc.), les éléments de danger correspondants sont notés sous « ne s'applique pas » et il ne sont pas inclus dans le calcul de prévalence.
3. Refus : participant refuse la vérification ; Nsp : ne sait pas ; Nap : ne s'applique pas.

Dossier # : _____

Évaluation des risques environnementaux - Pièces et aires du domicile ²	Cocher la réponse ³				
4. Chambre à coucher	Oui₁	Non₂	Refus₃	Nsp₇	Nap₈
a) Éclairage faible, obscurci ou éblouissant					
b) Carpettes mobiles, dans les aires de déplacement (couloir, etc.), nattes/paillasons, glissants ou obstacles					
c) Tapis avec bordures relevées ou obstacles					
d) Surface glissante si non recouverte d'un tapis					
e) Aires de déplacement non dégagées ; présence de petits objets, liquides, fils/cordons ou obstacles					
f) Hauteur du lit inappropriée					
g) Informations observées (Inscrire 1 sous « Oui ») / rapportées (Inscrire 2 sous « Non »)					
Commentaires :					
5. Salle de bain	Oui₁	Non₂	Refus₃	Nsp₇	Nap₈
a) Éclairage faible, obscurci ou éblouissant					
b) Carpettes mobiles, dans les aires de déplacement (couloir, etc.), nattes/paillasons, glissants ou obstacles					
c) Surface glissante si non recouverte d'un tapis					
d) Baignoire/douche avec surface glissante ; tapis ou bandes antidérapants non présents					
e) Barres d'appui non présentes dans la baignoire/douche					
f) Siège de toilette instable ou trop bas					
g) Informations observées (Inscrire 1 sous « Oui ») / rapportées (Inscrire 2 sous « Non »)					
Commentaires :					
6. Escaliers (Intérieur et extérieur)	Oui₁	Non₂	Refus₃	Nsp₇	Nap₈
a) Éclairage faible, obscurci ou éblouissant					
b) Interrupteurs non localisés au haut et au bas de l'escalier					
c) Éclairage de nuit non présent ou loin de l'escalier					
d) Main courante non présente, non solide ou ne dépasse pas la longueur de l'escalier					
e) Marches plus étroites (profondeur), hautes ou basses que les autres marches					
f) Marches ayant besoin de réparation ; instables ou recouvertes avec tapis mal fixés					
Commentaires :					
Résultats		Interprétations		Recommandations (au participant)	
Réponse « Non » à tous les éléments du domicile		Risque faible		Aucune référence	
Réponse « Oui » à au moins l'un des éléments du domicile Inscrire le nombre d'éléments problématiques, Total : _____ / 37		Risque modéré à élevé		Procéder aux mesures correctives recommandées Référer, selon le cas, en ergothérapie	
Signature de l'intervenant : _____			Date : _____		

Sources : (Adapté et traduit de) Gill TM, Williams CS, Robinson JT, Tinetti ME (1999). *A Population-Based Study of Environmental Hazard in the Homes of Older Persons*. table 1 -2, p. 554 ; et l'annexe *Environmental assessment*, document non publié, p. 57-58.
Rodriguez JG, Baughman AL, Sattin RW, DeVito CA, Ragland DL, Bacchelli S, Stevens JA (1995). *A standardized instrument to assess hazards for falls in the home of older persons*. *Accident Analysis and Prevention*, October, Vol 27, No 5, p. 625-631.

ÉVALUATION ENVIRONNEMENTALE
Définitions normalisées pour certains dangers et autres termes

Danger environnemental

Toute condition qui, lorsque présente, résulte en :

1. Une position du corps exagérée ou perte d'équilibre ;
2. Un potentiel de glisser ou trébucher ; ou
3. Un appui du poids sur un matériau incapable de soutenir la charge ;

causant ainsi des chutes et des blessures.

PIÈCES

Salle de bain

Une pièce contenant au moins un des éléments suivants : bain, douche, lavabo ou toilette. Si la maison possède plus d'une salle de bain, évaluez la salle de bain la plus souvent utilisée par le participant.

Chambre à coucher

Une pièce ou un espace séparé meublé d'un lit et destiné principalement au sommeil. Évaluez la chambre à coucher du participant seulement.

Corridors et passages

Un corridor qui connecte une pièce de la maison à une autre. Encerclez « Oui » si le danger est présent dans n'importe lequel des passages ou corridors.

Cuisine

Une pièce ou aire séparée munie d'équipements et d'appareils pour cuisiner.

Salon ou vivoir

Une pièce ou un espace séparé utilisé pour des activités sociales comme regarder la télévision. Il n'est pas utilisé comme chambre à coucher.

PIÈCES SPÉCIFIQUES

SALLE DE BAIN

Tapis de bain

Un tapis en caoutchouc avec ventouses sur un côté. Le tapis est placé sur le plancher du bain ou de la douche avant usage pour empêcher que la personne ne glisse.

ÉVALUATION ENVIRONNEMENTALE
Définitions normalisées pour certains dangers et autres termes

SALLE DE BAIN (suite)

Barres d'appui

Barres utilisées comme aide pour entrer ou sortir du bain ou de la douche ou pour y changer de position. Les barres à serviettes et les porte-savons ne sont pas considérés comme des barres d'appui. Les barres d'appui qui sont localisées sur le mur du fond (mur le plus loin du point d'entrée) du bain ne sont pas considérées adéquates comme barres d'appui. Les barres d'appui peuvent également être près de la toilette pour aider à s'y asseoir ou à s'en relever.

Revêtement antidérapant

Un matériau de consistance caoutchouteuse ou rugueuse utilisé sur le plancher du bain ou de la douche. Le matériau augmente la friction, empêchant la personne de glisser sur le long de la surface mouillée.

Siège de toilette surélevé

Un siège de toilette d'au moins 50 mm (2 pouces) plus haut qu'un siège de toilette standard. Cette surélévation peut être intrinsèque à la toilette ou le résultat d'un instrument ou équipement qui soulève le siège de toilette.

CUISINE

Articles fréquemment utilisés

Incluent les conserves et la nourriture, la vaisselle, les chaudrons, etc. Sont considérés trop élevés si la personne doit faire une hyperextension du cou, doit grimper ou doit se tenir sur la pointe des pieds pour les atteindre. Sont considérés trop bas si ils sont plus bas que la hauteur de la taille.

SALON

Fauteuil bas

Évaluez le fauteuil dans lequel le participant s'assoit habituellement. Un fauteuil est considéré trop bas si, lorsque assise, la personne se retrouve avec les fesses plus bas que les genoux.

CHAMBRE À COUCHER

Hauteur du lit inappropriée

Les transferts debout-assis/assis-debout devraient être faciles ; lit ni trop haut ni trop bas pour le participant. Lorsque la personne s'assoit sur le lit, ses pieds devraient être plats sur le sol.

DANGERS GÉNÉRAUX

Pli de tapis

Un pli d'au moins un demi-pouce de hauteur dans un tapis, pouvant être dû à l'usure du tapis, à un plancher inégal ou à une installation inadéquate.

ÉVALUATION ENVIRONNEMENTALE
Définitions normalisées pour certains dangers et autres termes

DANGERS GÉNÉRAUX (suite)

Fauteuil dangereux

Un fauteuil pouvant bouger ou même basculer (se renverser) lorsqu'une personne s'y installe ou en sort. Souvent dû à des joints desserrés.

Désordre ou encombrement

Objets qui doivent être contournés ou qui limitent les déplacements dans une pièce. Tout objet dans la trajectoire de marche qui n'est pas considéré comme un meuble, une carpepe ou qui ne fait pas partie de la surface du plancher même peut être considéré comme un désordre (papiers, souliers, livres, etc.). Une patte de chaise ou une table à café qui rétrécissent la trajectoire de marche doivent être considérées comme un encombrement.

Cordons ou fils électriques

Fils électriques exposés (rallonges électriques, fils de lampe ou de téléphone) situés dans la trajectoire de marche d'une pièce.

Lumière éblouissante

Une lumière vive et déplaisante qui peut causer une cécité temporaire ou une fermeture partielle des yeux pendant que ces derniers s'ajustent (accommodation). La source est habituellement la lumière du soleil qui est réfléchiée dans du verre ou une autre surface brillante ou à travers des fenêtres faisant face au sud.

Veilleuse

Petite lumière allumée durant la nuit ou lorsqu'il fait noir. La lumière provenant d'un écran de télévision n'est pas considérée comme une veilleuse.

Carpette

Un morceau de tapis au sol, plus petit que l'aire de marche. Toute carpepe dans une trajectoire de marche est considérée comme un danger. Sont inclus les petites carpettes ou petits tapis tressés qui modifient la hauteur de la surface de marche ainsi que les paillasons, petits tapis ou carpettes sans matériau antidérapant ou caoutchouc à l'endos.

Autre danger susceptible de faire trébucher

Une caractéristique d'un objet (tapis, rallonge électrique) ou d'un plancher qui peut entraîner chez une personne une chute par perte d'équilibre. Il s'agit souvent d'une irrégularité du plancher ou d'un type de revêtement. Inclue un changement au niveau de la hauteur ou de la résistance de la surface de marche qui peut faire qu'une personne s'accroche l'orteil ou la semelle de chaussure brusquement. Pour représenter un danger, l'objet ou l'irrégularité doit être situé dans la trajectoire de marche. Des exemples : rebords de tapis, seuils de portes, tuiles de plancher lisses et rugueuses disposées en alternance, trous cachés dans le parterre dehors ou bosses et trous dans l'asphalte de l'entrée de garage.

ANNEXE X
ARTICLE 1 : COVARIABLES DÉPENDANTES DU TEMPS ET ÉVÉNEMENTS
RÉCURRENTS

Risk factors for falling among community-dwelling seniors using home-care services: An extended hazards model with time-dependent covariates and multiple events

BS Leclerc, MSc (1); C Bégin, MSc (1); É Cadieux, MSc (1); L Goulet, MD, PhD (2); N Leduc, PhD (2); M-J Kergoat, MD (3); P Lebel, MD (3,4)

Abstract

The identification of risk factors for falls in longitudinal studies becomes difficult because of exposures that change during the follow-up and also because individual subjects may experience an event more than once. These issues have been neglected and improper statistical techniques have been used. The typical approaches have been to report the proportion of fallers or the time to first fall. Both avoid the underlying assumption of independence between events and discard pertinent data. We review the existing methods and propose a Cox hazards extension. We exemplify it in the study of potential risk factors associated with all falls in 959 seniors. Finally, we compare the results of the proposed Wei, Lin, & Weissfeld (WLW) method with those of several other techniques. Stable exposure variables measured at baseline and updated time-varying exposures include socio-demographic characteristics, BMI, nutritional risk, alcohol consumption, home hazards, gait and balance, and medications. Results demonstrate that the usual methods of analyzing risk factors for falling are inappropriate, as they produce considerable biases relative to the WLW model using time-dependent covariates. Results also show that modeling for first events may be inefficient, given that the risk of occurrence varies between falls.

Key words: Accidental falls, Cox model, elderly, environmental hazards, negative binomial distribution, hazards model, regression analysis, survival analysis, logistic models

Introduction

Falls are common, recurrent problems with serious consequences for elderly people and the health care system.¹ Evidence of fall-risk factors has generally been identified by prospective observational designs. These studies may suffer from problems similar to those found in cohort studies of other issues, such as loss to follow-up and variable follow-up time. The identification of fall-risk factors deals with additional problems such as

exposure changes during follow-up and recurrent events in the same person. These issues have been neglected and inefficient statistical techniques have been used. As a result, this may have distorted the magnitude in estimates of particular predictors or produced misleading results. Moreover, this may have missed questions of great clinical relevance.²⁻⁵

More than 15 years ago, Cumming, Kelsey, and Nevitt⁶ advised that more attention be paid to repeated measures regarding both

risk factors and rates for all falls. Despite this, few researchers have challenged the design of their studies and the analysis of their data. Rather, they seem to have been adversely affected, circumventing the methodological complications by discarding much relevant information.

The aim of the present paper is to raise the awareness of researchers about some epidemiological and statistical considerations. We review the statistical background of methods of fall studies, introduce the philosophical issues of time-dependent covariates and multiple events, and discuss the existing statistical techniques which deal with them. We propose an extension of the Cox proportional hazards traditional model and use it in the identification of potential risk factors associated with all falls in elderly people living at home. Finally, we compare the different results obtained by various statistical methods.

Statistical background of methods of fall studies

A variety of strategies has been used to study the risk factors for recurrent falls. Their analysis is complicated by the within-subject correlation. In other words, the occurrence of an event acts on the risk of the next one. Failure to account for dependence in the data leads to the usual estimator of variance being underestimated. This produces confidence

Author References

1 Direction de santé publique et d'évaluation, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, Joliette, Quebec

2 Groupe de recherche interdisciplinaire en santé, Université de Montréal, Montréal, Quebec

3 Centre de recherche, Institut universitaire de gériatrie de Montréal, Montréal, Quebec

4 Centre d'expertise sur la santé des personnes âgées et des aidants, Institut universitaire de gériatrie de Montréal, Montréal, Quebec

Correspondence: Bernard-Simon Leclerc, Service de surveillance, recherche et évaluation, Direction de santé publique et d'évaluation, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 245, rue du Curé-Majeau, Joliette, J6E 8S8, Tel: (450) 759-1157 extension 4324, Email: [REDACTED]

intervals that are too narrow and a test of significance too liberal (i.e. rejects the null hypothesis too often).^{3,5,7}

A summary of some of the discussed methods is provided in Figure 1. A simplistic approach to such problems involves reporting the proportion of fallers (subjects who fall at least once over an arbitrarily defined period) or the time to a first fall.⁸ Both possibilities avoid the underlying assumption of independent association between multiple events. However, the use of all available data for each individual could be more efficient.^{4,8,9} The author of a key paper has argued that the incidence rate for falls was a public health priority⁶, particularly for less robust elderly people.¹⁰ The challenge in analysing all falls arises because some elderly are more prone to recurrences than others; hence, they run a higher risk of fall-related injury as opposed to those who fall only once. The choice of outcome, according to whether the focus is on fallers or on the rate of falls, could also affect the conclusion; i.e., knowing whether a particular exposure constitutes a risk factor. Stable over-time factors are more likely to be related to the state of “being a faller” than exposures that vary over time.⁶

Alternatives have been proposed for dealing with multiple events. Among these are the negative binomial regression, some extensions to the Cox proportional hazards model, and a modified logistic regression. The dependent variable in the negative binomial regression is the individual event rate adjusted for the follow-up time i.e., the number of falls for a person divided by their specific follow-up time (Figure 1).^{4,11} Since the negative binomial distribution has one more parameter than the Poisson, it naturally accommodates for over-dispersion (i.e., the variance typically exceeds the mean).⁸ Therefore, this approach is robust for dependent structure data, and suitable for frequent and recurrent events.

One problem using event rates is that the likelihood of event occurrence must be assumed to be constant through time within one participant. A critical example could be to consider the equivalent event rates for three

participants, each of whom is observed over three years and suffers three falls. One has fallen once each year, another three times in the first year, and the last three times in the third year. The outcome variable ignores the time of occurrence of these events.⁸ Thus, a negative binomial modeling event rates may not be the method of choice when the value of important covariates or the likelihood of event occurrence changes with the passing of time.³ Greater efficiency and accuracy can be obtained by modelling the lengths of inter-episode intervals via time-to-event techniques.⁹ Rather than focusing on the numbers of cases, the time-to-event approach considers the time between falls. If the incidence rate is high, the intervals between events will be short, and vice versa.³

In addition, measured risk factors of which we want to evaluate the effects are usually only fixed variables, defined at the initial examination.² They refer to the intrinsic characteristics of the subjects (e.g., the sex), the past exposures (e.g., prior falls) or exposures present at baseline (e.g., use of medication). Exposures that occur after the starting point or vary over time for an individual are not taken into account. Examples, which can potentially cause falls through short-term exposure preceding the event, include environmental hazards, alcohol consumption, and use of medication. A great advantage of the time-to-event approach is its ability to handle time-dependent covariates.³

The hazards models include the counting process of Andersen & Gill¹⁶ (hereafter referred to as AG), the conditional model of Prentice, Williams, & Peterson¹⁷ (PWP), and the marginal model of Wei, Lin, & Weissfeld¹⁸ (WLW). None of these approaches explicitly models the dependence structure between failure times. Instead, robust estimates of variance are used to account for correlated observations within subjects; i.e., the so-called «variance-corrected» hazards models.¹²⁻¹⁵

The distinction of the hazards methods can be seen in terms of who is in the risk-set at each failure.^{15,19} The AG rests on the strong assumption that the risk of an event for a given subject is unaffected by any earlier

events, unless a term that captures such dependence (i.e., number of previous falls) is included as a time-dependent covariate.^{3,7} In other words, the data for each subject with multiple events could be described as data for multiple subjects, where each has delayed entry and is followed until the next event (Figure 1). This model ignores the order of the events; i.e., all falls are indistinguishable, leaving each subject to be “at risk” for an event as long as the subject is still under observation at the time the event occurs.^{3,7,8,13-15,19}

The PWP is based on the idea that a subject is not technically at risk for a later event until all previous events have been experienced. This is accomplished by stratifying data by event order. Accordingly, the risk-set at time t for the k th event is limited to those subjects under study at t who have already experienced $k-1$ events (not exemplified in Figure 1).^{13-15,19} However, Robertson²⁰ has argued that the conditional assumption of the order of events does not hold for falls. As an illustration of her argument (personal communication), let us speculate that a person has slipped on water on the kitchen floor without injury and, at another time, has fallen on the pavement outside. This has resulted in a hip fracture. The person is at risk for both these falls from the beginning of the study period; i.e., the time at risk for the second fall on the pavement does not start only after the first fall in the kitchen has occurred.

The risk-set of the WLW marginal approach includes all patients under observation who have not yet experienced the k th event. The time for each event starts at the beginning of follow-up time for each subject. Furthermore, each subject is considered to be at risk for all events, regardless of how many events each subject has actually experienced. The WLW does not impose any dependence structure among the related failure times. Thus, it ignores the ordering of events but takes into account previous events by situating each failure in an independent stratum (Figure 1).^{4,7,8,13-15,19}

The logistic regression analysis is the most commonly used method in epidemiological

research. D'Agostino *et al.*²¹ showed that a so-called pooled logistic regression is identical to the time-dependent covariate Cox regression. This is what makes the technique attractive to evaluate the relationship of risk factors to disease development. O'Loughlin²² applied such an approach to the study of falls. The theoretical basis for the use of this logistic regression variant is well established when the intervals between measurements of risk factors are short, the probability of an event within an interval small, and the intercept for the pooled logistic constant across intervals.²¹ The underlying statistical requirements and the data setup for the pooled logistic regression are very close to those defined for the AG. Each of the follow-up intervals for a single subject is assumed to represent intervals from different subjects. The method pools the subjects at risk and the events developed in each interval. The follow-up interval number is included as a categorical variable to test this assumption. Similarly, the dependence between multiple falls within the same individual is accounted for by considering the occurrence of previous falls as a predictor variable.²³

However, the way in which the interval observations are set up, as well as the outcome variable of interest, differs in both methods. The AG builds the intervals according to the precise dates of events. For example, the first interval will cover the time span from entry into the study until the time of the event, and the following interval spans the time from the first event to the next one, and so on (Figure 1).¹⁵ In contrast, the logistic regression uses stable time points fixed by the researcher. For example, an exam could be performed at the same date each month to up-date risk factors and to gather information on falls that occurred in the interval of observation (not exemplified in Figure 1).^{22,23} The analysis above is, in essence, an investigation of fallers versus non-fallers in successive short intervals.²² Even if, taken as a whole, the analysis allows for more than one outcome to occur per subject, less appreciated is the fact that it

FIGURE 1
Schematic representation of statistical models for the study of risk factors for falls
 (Modified from a figure published by Robertson, Campbell and Herbison⁸)

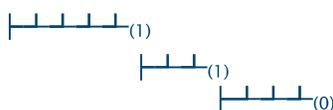
Hypothetical subject with follow-up of 12 days, falls on day 5 and 8. Let (0) represent no fall and (1) a fall, x_i a risk factor of subject i measured at time t , and k_i its number of falls. Then the baseline hazard is illustrated by $\lambda_0(t)$, the hazard for a fall for the i^{th} subject by λ_i and the hazard of the k^{th} fall for this subject by λ_{ik} . Person-time, pt_i is length of time at risk for subject i , $\beta \cdot x$ denotes the effect size of factor x , p is the probability of event in exposed, e , and unexposed, u , subjects.

Standard Cox regression. One data record covers entry until the 1st fall and discards any information past that point. Total follow-up time is assigned to individual that never fell. The dependent variable is time to first fall.



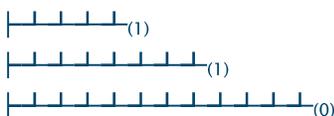
$$\log\left(\frac{\lambda_i(t)}{\lambda_0(t)}\right) = \beta \cdot x_i(t)$$

Andersen-Gill Cox regression. Three records cover entry until the 1st fall, from the 1st until 2nd fall, from the last fall to the end of follow-up, the latter period being fall-free. The dependent variable is time to each fall.



$$\log\left(\frac{\lambda_{ik}(t | x_i(t))}{\lambda_0(t)}\right) = \beta \cdot x_i(t)$$

Marginal Wei, Lin & Weissfeld regression. Three records. Each fall as well as the final fall-free period are treated in an independent stratum and time measured from entry. The dependent variable is time to each fall.



$$\log\left(\frac{\lambda_{ik}(t | x_{ik}(t))}{\lambda_{0k}(t)}\right) = \beta_k x_{ik}(t)$$

Negative binomial regression. One record covers entry until the end of follow-up and includes simply the total number of falls and follow-up time per subject. The dependent variable is number of falls.



$$\log\left(\frac{k_i}{pt_i}\right) = \beta_0 + \beta \cdot x_i$$

Logistic regression. One data record, which does not account for follow-up time and ignores multiple falls by subject. The binary dependent variable is status of faller.



$$\log\left(\frac{\frac{p_e}{1-p_e}}{\frac{p_u}{1-p_u}}\right) = \beta \cdot x_i$$

drops all additional falls that may occur in each particular interval. It seems obvious that if three falls per month are considered equivalent to one fall for the same period, the information translating the intensity of short-term phenomena is lost.

The choice of one of these models must be made starting from *a priori* ideas on the types of relationships which exist between the covariates and the risk of falling. In negative binomial regression, AG, and pooled logistic regression, no distinction is made between the various events that succeed one another. This restricts the baseline hazard and the regression coefficients do not vary according to the rank of recurrence. A history of previous falls is strongly recognized as a predictor of subsequent falls.^{10,23} Intuitively, we would expect a first fall to differ from the aetiology of the subsequent falls. The predictors for one fall that can occur by accident might be different from those for recurrent falls that can be associated with one's health condition.^{24,25} Hence, researchers and practitioners may be interested in knowing not only the overall covariate effects on the risk of all failures, but also the specific effects of independent variables for the first, second, or subsequent events. The binomial regression, AG, and pooled logistic regression, contrary to the WLW, provide no insights to answer such questions. In accordance with the structure of the data to be analyzed and the research question to be answered, the WLW is expected to be a naturally more appropriate method for studying the risk factors of falls.

Methods

Subjects and procedures

Subjects were volunteers recruited between March 2002 and July 2005 to form an open cohort that included community-dwelling persons, aged 65 years and over and receiving home-care services. People who could speak neither French nor English, those not able to walk more than six meters, and those with reduced communication and cognition were

excluded. All subjects gave informed consent. The study was approved by the authorities of each participating centre.

This study is a part of a research project on the evaluation of a multifaceted preventive intervention.²⁶ Participants were visited at home, at entry and every six months, by a trained physical rehabilitation therapist in order to ascertain information about potential risk factors. A fall was defined as an event resulting in the subject inadvertently coming to rest on the ground, floor or other lower level (e.g., stairs). Excluded were sports-related falls.²³ Subjects were asked about falls in the three months preceding the initial interview and were monitored for new falls by use of a daily completed calendar and monthly phone calls.

Material and social forms of an ecological deprivation index were imputed to participants, using postal codes to match geographic areas of residence with Canadian census data.^{27,28} Nutritional risk screening was performed on a graded 13-point scale tool.²⁹⁻³² Body weight was self-reported and height was measured using standard techniques. Gait, balance, and mobility performance were assessed by the Berg scale³³⁻³⁶ on a 56-point scale, and by the Timed Up & Go test^{37,38} which measures the overall time, in seconds, to complete a series of functional tasks. Subjects' homes were assessed for 37 potential environmental hazards using the Gill's room-by-room assessment form^{39,40} Housing types included: single-family house; apartment; row housing or other unique entrance dwelling units; private residential facilities for seniors; other housing, including room in shared accommodation. Data about the use of benzodiazepines (yes/no) and number of daily consumed prescribed drugs were recorded directly from the containers. A detailed history of alcohol consumption was obtained through a questionnaire developed by the Québec Institute of Statistics.^{41,42} Responses were categorized for both drinking in the preceding week

(yes/no) and usual drinking during the last 6 months (non-drinker, ≤ 2 times a month, 1-6 times a week, every day). Generally, higher values of the measurements denoted higher risk or impairment, except for the Berg scale where the opposite was true.

Statistical analyses

Descriptive analyses were carried out using SPSS® 13.0; regression analyses using SAS® 9.1. The adjusted effects of subject characteristics on the likelihood of falling were investigated using three survival-analysis techniques (conventional Cox regression, AG extension, and WLW extension), a negative binomial regression, and a logistic regression.^{15,43}

The dependent variable in all survival analyses was time to fall for each participant during the follow-up, measured in days. Only cases with at least one month of follow-up fall data were included. Subjects were censored upon reaching 18 months of follow-up (optional voluntary drop out), end of study, or time of withdrawal for any reason. Repeated falls were considered as occurrences of the same type of indistinguishable events. Survival analyses were performed with all covariates measured on baseline only and with updated covariates. Baseline covariates included age, sex, number of falls in the three months prior to study entry, type of residence, and deprivation index. For the time-varying covariates, including BMI, nutritional risk, alcohol consumption, home environmental hazards, gait and balance, use of benzodiazepines and all medications, the measurement closest to the time preceding the fall was considered.² Measurement of exposure to the middle of the follow-up period was used in the case of the people who did not fall. Thus we tested the null hypothesis that the exposure collected during the follow-up was not associated to the risk of falling thereafter.² No proportional hazards assumption was required in Cox with time-dependent covariates procedure, since the hazards depended on time.^{2,43}

TABLE 1
Adjusted relative risk estimates of factors for falls among the community-dwelling elderly,
according to different statistical regression methods

Risk factor	1	2	3a	4a	5a	3b	4b	5b
	Logistic (fallers ^c)	Negative binomial (all falls)	Standard Cox/WLW (first fall)	AG Cox ^a (all falls)	WLW (all falls)	Standard Cox/WLW (first fall)	AG Cox ^b (all falls)	WLW (all falls)
	with baseline covariates ^d				with time-varying covariates ^e			
Home hazards (nb)	–	–	–	–	–	1.12****	1.08***	1.19****
BMI (kg/m ²)	–	–	–	0.98**	–	–	0.98**	0.99*
Berg score	–	0.98**	–	0.98****	0.98***	0.99**	0.98****	0.99****
Time Up & Go score	–	–	–	–	0.99**	–	–	–
Male	1.47*	–	1.25*	–	1.22*	1.34**	–	1.30**
Age (yrs)	–	0.97**	–	0.97**	0.98**	0.98*	0.97**	0.98***
Residential facility housing	–	–	–	–	1.29*	1.45**	–	1.61****
One prior fall ^f	1.95***	1.41*	1.47***	1.40**	1.26*	1.45***	1.37*	1.24*
Two or more prior falls ^f	3.28****	3.15****	2.35****	2.31****	2.12****	2.07****	2.21****	1.86****

Significant (two-tailed): * $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$; *** $p \leq 0.001$; **** $p \leq 0.0001$

Included number of previous falls during the follow-up as a time-dependent covariate to account for dependence between falls:

^a IRR = 1.10****; ^b IRR = 1.09****.

^c Subjects monitored less than 12 months who did not declare any falls ($n = 221$) were excluded, given that we could not define the status of faller.

^d All covariates measured on baseline only; ^e up-dated covariates included home hazards, BMI, Berg and Timed Up & Go scales.

^f History of falls in 3 months preceding initial interview.

The dependent variable in the logistic regression was the state of being a faller (subjects who fall at least once) over a 12-month period. The negative binomial and logistic regressions were performed with all covariates measured on baseline. The statistical methods are summarized in Figure 1. The linearity assumption of the relationships was checked for continuous predictor variables. All models were fit using a stepwise-like process to retain any variable in the presence of others with a p -value ≤ 0.05 . Robust sandwich estimates of variance were used in the survival-analysis, as well as the negative binomial regression techniques, in order to compensate for the lack of independence between multiple falls.

The WLW approach estimated both common and event-specific β for the first five falls of each subject, as well as the common β for all the observed falls. The number of subjects at risk for a given stratum, after the first fall, was made up of all subjects who experienced a fall in the preceding stratum minus those who were

lost in the follow-up; n of subjects at risk for a given pooled fall group was made up of all subjects under observation in all considered strata, as if subjects in each stratum represented a different subject. Each model was examined both with and without past fall strata, as it could have masked the effects of other variables of interest.^{6,23}

Results

Study subjects

Of the 959 persons who met the study inclusion criteria, agreed to participate, and received a home visit, 22 withdrew without completely filling the baseline assessments or before one month of follow-up. Mean and median follow-up times of the remaining 937 subjects were 488 and 458 days, respectively (range, 27 to 1330 days). Some 549 subjects (57.2%) remained in the study at 12 months and 377 (39.3%) at 18 months. Respondents were mainly women (75.7%). Mean age (standard deviation) was 79.5 (6.7), of which 76.4% were 75 years of age or older.

Thirty-nine percent (39.0%) experienced at least one fall in the three months prior to study entry and 14.9% had two or more.

Comparison of statistical methods

Table 1 summarizes the differences in relative risks for falling obtained through several statistical methods. Firstly, the logistic regression (1) and time-to-first fall using a standard Cox (3a) overlooked the recurrence of falls and identified less significant risk factors than did the negative binomial (2), AG (4a), and WLW (5a), that considered all the available information (number between parentheses refers to the concerned model in Table 1). Although both logistic regression and standard Cox identified the same risk factors, logistic regression ignored the time of occurrence of falling. This led to a conclusion of higher magnitude of the related relative risks, compared to standard Cox. The values obtained by the logistic regression were between 17.6% (1.47 vs 1.25) and 39.6% (3.28 vs 2.35) greater than those of standard Cox.

Secondly, three methods - the negative binomial regression (2), the AG (4a), and WLW (5a) extensions of the Cox model considered follow-up time, rate of all falls, as well as dependence between falls, using robust estimates of variance. WLW revealed more significant fall-risk factors than the other methods and accorded less importance to the history of falls in the three months preceding the initial interview. Notably, the negative binomial regression, in relation to the WLW, exhibited a difference of 48.6% (3.15 vs 2.12) for the variable “two or more prior falls”. The different emphasis given by these three approaches to the dependence among multiple event times explains the difference in results. The negative binomial regression does not integrate the length of inter-fall intervals. The AG explicitly models the impact of earlier falls on future events. In this regard, the incidence rate ratio (IRR, virtually equivalent to the so-called hazard ratios) of 1.10 of the time-dependent term “number of previous falls” modelled in the

AG (4a) indicates a 10% increase in hazard for each unit increase in number of prior falls. In contrast, WLW estimates separate relationships for each fall and computes the coefficients and the within-subject correlation more directly than the AG, thus providing efficient weighted average estimates of effect (and variance).

Thirdly, results were compared for the models both with and without time-dependent covariables. The number of home hazards, an exposure particularly likely to vary during the follow-up, was not significantly associated with falls in any of the models that had only baseline covariates (1 to 5a). On the contrary, the variable was always statistically significant in the same models that controlled variation of exposure throughout time (3b to 5b). All survival models with time-varying covariables identified a greater number of fall-risk factors than did the corresponding technique with only baseline covariates (3b vs 3a, 4b vs 4a, and 5b vs 5a), even when estimates were calculated from the robust

variance. A more marked difference was noted between techniques that modeled only time to first fall and those that took into consideration time to each fall. For the marginal WLW model, inattention to time-varying covariables produced bias in various directions. Lastly, results from the usual methods of analysis of risk factors for falling (1 and 3, in Table 1) produced considerable biases relative to the WLW model using time-dependent covariables (5b).

Risk factors for falls

The sample of 937 subjects reported 1,270 falls during a total of 457,283 person-days of observation, given that a same person could report more than one event. Among the subjects, 495 had no falls, 192 experienced one episode, and 250 had more than one. The consideration of the first five falls gathered 90.0% of the 442 fallers and 95.3% of the 937 individuals in the sample. Of all falls for which information on consequences was

TABLE 2
Adjusted and variance-corrected WLW incidence rate ratio by selected risk factors for falls among the community-dwelling elderly, according to the fall rank or pooled fall group

Risk factor	Fall rank number					F st 5 falls n = 1 843	All falls n = 2 169
	1 n ^a = 937	2 n = 429	3 n = 244	4 n = 140	5 n = 93		
Falls (nb)	442	250	144	99	66	1 001	1 270
Home hazards (nb)	1.12****	1.19****	1.20****	1.17***	1.36****	1.16****	1.19****
BMI (kg/m ²)	–	–	0.95***	–	–	[0.99*] ^b	0.99*
Berg balance score	0.99**	0.98***	0.98**	–	0.97***	0.98****	0.99****
Benzodiazepine use	–	1.37*	–	–	–	[1.22*]	[1.21*]
Alcohol use, past 6 months							
≤ 2 times per month vs. other categories	–	–	1.50*	–	–	[1.20*]	–
Male	1.34**	–	–	–	2.02**	1.28**	1.30**
Age (yrs)	0.98*	–	0.97*	0.96*	–	0.98**	0.98***
Residential facility housing	1.45**	1.70**	–	–	2.52*	1.51***	1.61****
Material deprivation index							
Fourth vs. other quartiles	–	–	–	–	3.81****	–	–
One fall prior initial interview ^c	1.45***	–	–	–	–	1.37***	1.24*
≥ 2 falls prior initial interview ^c	2.07****	1.65**	2.15****	1.49*	–	1.95****	1.86****

Significant (two-tailed): * $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$; *** $p \leq 0.001$; **** $p \leq 0.0001$.

^a n of subjects at risk for the considered fall stratum or pooled fall group.

^b The brackets show the variables had not reached statistical significance after “previous falls” were introduced.

^c History of falls in 3 months preceding initial interview.

available, 44.4% resulted in injuries, 25.2% in activity limitations, 17.1% in a medical consultation, and 5.6% in a hospitalization. Altogether, 82.1% of falls occurred in the subjects' home.

Table 2 displays the adjusted associations between the potential risk factors and the incidence rate for specific and pooled falls. The WLW marginal risk estimates for the first fall stratum in Table 2 are precisely the same as would occur if the analysis were restricted to data on time to first fall using a standard Cox model (column 3b, in Table 1). The only difference is that the *p*-values presented in the former were calculated from the robust rather than standard ("naïve") statistics. However, while the estimates for the first fall stratum are essentially equivalent in these two cases, results for the other strata vary substantially according to whether coefficients are calculated from robust or from naïve methods, providing some indication as to the degree of dependence among the events. Thus, male sex, residential facility for seniors, number of home hazards, Berg balance score, and age significantly and independently predict time-to-first fall. For example, the IRR = 1.45 found for the residential facility for seniors indicated that the subjects living in such places experienced falls at a rate which was 45% higher than for those living in any other kind of housing. Similarly, the IRR of 1.12 for the home hazards indicated a 12% increase in hazard for each unit increase in number of items. However, since age has an IRR of less than 1 (i.e. 0.98), increase in age by one year led to decrease in hazard by 2%.

Table 2 also compares the results when distinct β were fit for each fall. Covariates as age, home hazards, and Berg scale show sustained and relatively constant effects across the strata. Some others differ both in the nature and magnitude of the statistically significant variables, depending on their position in the sequence. The greatest differences in IRR appear in the fifth episode. The entry, in the last step of history of falling in the three months prior to study entry, turned out to be highly significant and did not alter either the magnitude or significance of the IRR for

the other variables already included in all stratum models. The right-hand section of Table 2 repeats the analysis under the constraints of overall common β (weighted average of the event-specific hazards), both when falls beyond the fifth were not applied (censored model) and when all fall data were utilized (complete model). The censored model identified seven variables, three more than the time-to-first-fall model (BMI, use of benzodiazepines, and occasional alcohol consumption in the past six months of follow-up) and one more than the complete model (alcohol consumption). However, these additional variables were no longer significant in the context of the contribution of all others, once the history of falling was joined to the censored model; furthermore, the use of benzodiazepines and alcohol consumption became insignificant in the complete set. An age-sex interaction term tested in each final model was not significant.

Discussion

This article addresses the proper method of examining falls and their determinants. No statistical technique can reproduce human behaviour exactly, and makeshift solutions to time-varying exposures and recurrence of events can lead to severe bias. To our knowledge, the first and only example where time-varying exposures and multiple falls were ascertained simultaneously was in a doctoral thesis deposited in 1991²² and published later in a scientific review.²³ However, substantial statistical progress has appeared since then. In the current issue, we discuss the various methods for studying the exposure changes during follow-up and recurrent events in the same person. We further illustrate them by identifying the risk factors for falls in the elderly. We have concentrated on the statistical/methodological aspects and have mentioned the risk factor findings only to the extent of showing different results obtained by different analyses.

Methods that handle the aforementioned data analytical features in a statistically correct manner are now available in commercial packages. They have been addressed extensively in the statistical literature, but not yet routinely applied and

reported for fall studies, as new advances in the statistical world are often slow to reach the clinical and public health fields.⁴ We have presented throughout our paper our arguments as to why the WLW approach is expected to be an appropriate choice in the context of our study. It provides a natural framework for analysing time-varying exposures and multiple events data using minimal assumptions.^{2,44} Other authors have reported that the WLW is robust and performs quite well in many practical situations.¹⁴

The differences in the estimates obtained through several statistical methods analysing the risk factors for falling, have been illustrated according to the information provided. Results clearly reveal that the usual methods, such as binary outcome using a logistic regression and time to first fall using a standard Cox, produce considerable biases, as opposed to the WLW model that uses time-dependent covariates. In addition, modeling for first events implicitly assumes that the first event is representative of all events. Our study denotes that this assumption is questionable, more in the qualitative facet of IRR estimates than in the quantitative. Our results provide additional evidence regarding the convenient choice of a stratified model rather than a non-stratified one, given that the risk of occurrence varies substantially between occurrences. Mahé and Chevret⁴⁵ expect such possibilities when the frequency of events per unit is "small", such as falls among community-dwelling elderly people.

Furthermore, our results are coherent with earlier findings, although we are more confident of the magnitude in estimates of predictors. A few findings merit comment. Number of home hazards and history of falling are strong and consistent predictors of falls, whatever their rank or pooling. Prior overall falls increase the risk of subsequent overall falls. This suggests that if the causes of past falls - for which the variable acts as a proxy - are not corrected, the chances of sustaining further falls due to the same causes are increased.²³ The people living in a residential facility for seniors are more at risk than others to fall, possibly because the variable

acts as a surrogate measure of various chronic conditions and poorer functional autonomy. Similarly, younger people reveal themselves to be at a higher risk of falling compared to the older, probably because of more vigorous lifestyle activities.

We further hope to eliminate any misunderstanding about any incidence measures reported in the research literature, especially the dubious *events per person-time* relating the number of falls (single in some subjects, multiple in others) to the cumulative time of observation of all subjects. It should not be confused with the *individual event rate adjusted for the follow-up time* that we discuss in our paper, or with the *incidence rate* widely used in epidemiology. In the events per person-time measure, the numerator does not express a number of subjects wherein the event only occurs once, but rather a number of events scattered among the study subjects. Windeler and Lange⁴⁶ have vigorously denounced this concept because it has no exact interpretation on an individual level. Hence, event rates are the same (20 per 100 person-years) whether 20 subjects are observed for 10 years and each suffers two falls, or 1000 subjects are observed for half a year and 100 (10%) of them have one fall each. Having been introduced in the '80s and still, unfortunately, sometimes reported in peer-reviewed journals⁴⁷⁻⁵⁰, this concept should be abandoned,⁴⁶ as it impedes the search for new approaches.

Happily, prospective design, frequent contacts, repeated measures, and clinical measurements performed by a therapist limited information bias. Nonetheless, some other exposures, such as nutrition screening and alcohol use, were derived from self-reports. Differential misclassification could occur if the fact of a fall or recurrent falls affected the accuracy with which the individuals recalled relevant exposures and subsequent outcomes. This would exaggerate the magnitude of the effect on the risk of falling.⁶ Also, the length of time between a fall and the measure of follow-

up exposure obviously varied according to the day on which the fall occurred. Hence, an accurate assessment of exactly when a change in exposure to time-dependent covariates might have happened between each six-month follow-up was not possible. It would result in non-differential errors in the measurement of exposures, thereby diluting the observed relation. Another potential for biased results might have occurred because of dropouts, particularly when the latter do not have the same rate of outcome (risk of falling) as those who continue in the study. With the exception of people who refused the services and who were less likely to fall, as opposed to the active participants completing the study, no other reason for loss to follow-up was associated with the falls. Male sex, ageing, residential facility for seniors, first quartile deprivation index, lower Berg score, and daily alcohol consumption at baseline were associated with a significant shorter duration in participation. As Campbell *et al.*⁵¹ have already noted, those individuals who are more frail and may be at greater risk of falling are the ones most difficult to involve and sustain in follow-up. This would also lead to an underestimation of the effects.

All the aforementioned considerations lead us to believe that the results observed in our study tend to be conservative. A practical drawback of the WLW is the pre-processing effort and care required in the dataset construction. The application of this method depends on the completeness of the reports of falls and knowledge of calendar dates of falls. Future research must make the transition from risk factors for falling to community implementation of interventions.

Finally, it would be useful to talk about two substantive clinical findings that have been deleted from the text. Firstly, the degree to which balance and gait mediate the relationship between medication and the likelihood of falling was estimated.⁶ A mediator is an intermediate variable that occurs in the causal chain between an

exposure and an outcome. If a variable is truly in the causal pathway, the association between the latter two variables should disappear upon adjustment for the mediator.⁵² Adjustments for Berg balance scale resulted in a maximum increase of 21 % in the effect of benzodiazepines, contrary to the hypothesized reduction. Consequently, the covariate does not act as a mediator or as an appreciable confounder.

Secondly, falls leading to a medical consultation were examined as a secondary outcome, hypothesized as a measure of severity. For these cases, a variable "previous falls" was included as a time-dependent covariate. It was created to consider whether a fall not resulting in a medical consultation had been reported in the three-month period preceding any fall-related medical consultation. Adjusted results identified the number of home hazards (incidence rate ratio = 1.09), the nutrition screening score (1.09), living in a residential facility for seniors (1.67) and fall history (1 prior fall = 0.59; ≥ 2 prior falls = 0.64) as significant and independent predictors for all pooled fall-related medical consultations. Having fallen in the three months before each new event under study was protective against any fall for which people sought medical attention.

Acknowledgements

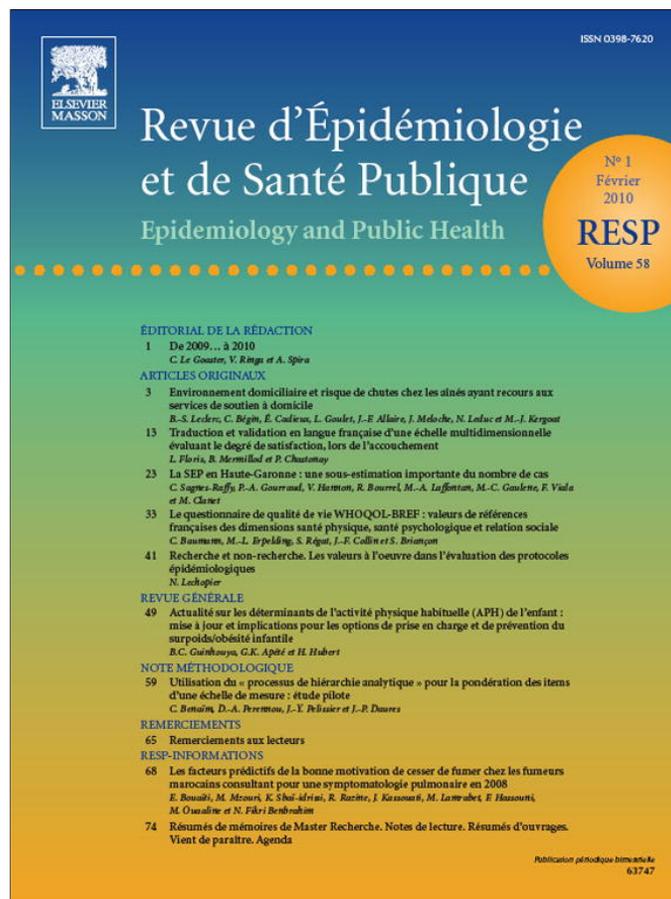
The authors gratefully thank all older clients and health care workers from the community centres in Lanaudière who participated in the study. We also acknowledge the special contribution of Josée Payette for her effort in preparing the data files used in the analyses; Nancy Leblanc, Julie Meloche, and Jean-François Allaire from the Research Centre at the Philippe-Pinel Institute of Montreal for the statistical computations of regression analyses; and Bruce Charles Bezeau for the English revision of the manuscript. The research was sponsored by the Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière.

References

1. Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile, Cadre de référence, Québec, Direction générale de la santé publique, 2004, 61 p. Available from: URL <http://msssa4.msss.gouv.qc.ca/fr/document/publication.nsf/fb143c75e0c27b69852566aa0064b01c/e69780d1c112de3d85256f55007354f5?OpenDocument> (last accessed July 14, 2007).
2. Desquilbet L, Meyer L. [Time-dependent covariates in the Cox proportional hazards model. Theory and practice]. *Rev Épidemiol Santé Publique* 2005;53(1):51-68. French.
3. Moulton LH, Dibley MJ. Multivariate time-to-event models for studies of recurrent childhood diseases. *Int J Epidemiol* 1997;26(6):1334-9.
4. Mahé C, Chevret S. Estimation of the treatment effect in a clinical trial when recurrent events define the endpoint. *Stat Med* 1999;18(14):1821-9.
5. Glynn RJ, Buring JE. Counting recurrent events in cancer research. *J Natl Cancer Inst* 2001;93(7):488-9.
6. Cumming RG, Kelsey JL, Nevitt MC. Methodologic issues in the study of frequent and recurrent health problems. Falls in the elderly. *Ann Epidemiol* 1990;1(1):49-56.
7. Goodman AC, Hankin JR, Kalist DE, Peng Y, Spurr SJ. Estimating determinants of multiple treatment episodes for substance abusers. *J Ment Health Policy Econ* 2001;4(2):65-77.
8. Robertson MC, Campbell AJ, Herbison P. Statistical analysis of efficacy in falls prevention trials. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2005;60(4):530-4.
9. Wang SJ, Winchell CJ, McCormick CG, Nevius SE, O'Neill RT. Short of complete abstinence: an analysis exploration of multiple drinking episodes in alcoholism treatment trials. *Alcohol Clin Exp Res* 2002;26(12):1803-9.
10. Hogan DB, MacDonald FA, Betts J, Bricker S, Eibly EM, Delarue B, Fung TS, Harbidge C, Hunter M, Maxwell CJ, Metcalf B. A randomized controlled trial of a community-based consultation service to prevent falls. *CMAJ* 2001;165(5):537-43.
11. Glynn RJ, Buring JE. Ways of measuring rates of recurrent events. *BMJ* 1996;312(7027):364-7.
12. Lin DY. Cox regression analysis of multivariate failure time data: the marginal approach. *Stat Med* 1994;13(21):2233-47.
13. Finkelstein DM, Schoenfeld DA, Stamenovic E. Analysis of multiple failure time data from an AIDS clinical trial. *Stat Med* 1997;16(8):951-61.
14. Wei LJ, Glidden DV. An overview of statistical methods for multiple failure time data in clinical trials. *Stat Med* 1997;16(8):833-9.
15. Cleves M. How do I analyze multiple failure-time data using Stata?, Stata FAQ, 2002, 11 p. Available from: URL <http://www.stata.com/support/faqs/stat/stmfail.html> (last accessed July 14, 2007).
16. Andersen PK, Gill DR. Cox's regression model for counting processes. *Ann Statist* 1982;10(4):1100-1120.
17. Prentice RL, Williams BJ, Peterson AV. On the regression analysis of multivariate failure time data. *Biometrika* 1981;68(2):373-379.
18. Wei LJ, Lin DY, Weissfeld L. Regression analysis of multivariate incomplete failure time data by modelling marginal distributions. *J Am Stat Assoc* 1989;84(408):1065-73.
19. Lançar R. [Robust analysis methods for multivariate survival times]. *Rev Épidemiol Santé Publique* 1999;47(3):287-96. French
20. Roberston MC. Development of a falls prevention programme for elderly people : evaluation of efficacy, effectiveness, and efficiency. A Ph.D. thesis submitted at the University of Otago, Department of Medical and Surgical Sciences, Dunedin, New Zealand, 2001.
21. D'Agostino RB, Lee ML, Belanger AJ, Cupples LA, Anderson K, Kannel WB. Relation of pooled logistic regression to time dependent Cox regression analysis: the Framingham Heart Study. *Stat Med* 1990;9(12):1501-15.
22. O'Loughlin J. The incidence of and risk factors for falls and fall-related injury among elderly persons living in the community. A Ph.D. thesis at the McGill University, Department of Epidemiology and Biostatistics, Montreal, Québec, Canada, 1991, 270 p.
23. 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):342-54.
24. Nevitt MC, Cummings SR, Kidd S, Black D. Risk factors for recurrent nonsyncopal falls. A prospective study. *JAMA* 1989;261(18):2663-8.
25. Fletcher PC, Hirdes JP. Risk factors for falling among community-based seniors using home care services. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2002;57(8):M504-10.
26. Bégin C. Projet-pilote régional de prévention des chutes à domicile chez les personnes âgées, Devis d'implantation dans les CLSC, Saint-Charles-Borromée, Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 2002, 120 p.
27. Pampalon R, Hamel D, Raymond G. Indice de défavorisation pour l'étude de la santé et du bien-être au Québec - Mise à jour 2001. Institut national de santé publique du Québec, 2004, 11 p. Available from: URL http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/295-IndiceDefavorisation_2001.pdf (last accessed December 24, 2006).

28. Leclerc BS, Marquis G, Payette J. Tableau de bord lanauois sur la défavorisation. Territoire de Lanaudière. Calibrage à l'échelle de la région de Lanaudière, Joliette. Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, Direction de santé publique et d'évaluation, Service de surveillance, recherche et évaluation, 2005, 87 p.
29. Payette H. Développement, validation et évaluation d'un programme de dépistage nutritionnel pour les personnes âgées en perte d'autonomie vivant dans la communauté, Sherbrooke, Centre de recherche en gérontologie et gériatrie, Centre d'expertise en gérontologie et gériatrie inc., Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke, non daté, pages multiples.
30. Payette H, Guigoz Y, Vellas BJ. Study design for nutritional assessments in the elderly », in *Methods in Aging Research*, B.P. YU (ed), Boca Raton (Florida), CRC Press LLC, 1999, p. 301-20.
31. Laporte M, Villalon L, Payette H. Simple nutrition screening tools for healthcare facilities: development and validity assessment. *Can J Diet Pract Res* 2001;62(1):26-34.
32. Laporte M, Villalon L, Thibodeau J, Payette H. Validity and reliability of simple nutrition screening tools adapted to the elderly population in healthcare facilities. *J Nutr Health Aging* 2001;5(4):292-4.
33. Berg K. Balance and its measure in the elderly: a review. *Physiother Can* 1989;41(5):240-6.
34. Berg KO, Maki BE, Williams JI, Holliday PJ, Wood-Dauphinee SL. Clinical and laboratory measures of postural balance in an elderly population. *Arch Phys Med Rehabil* 1992;73(11):1073-80.
35. Berg KO, Wood-Dauphinee SL, Williams JI, Maki B. Measuring balance in the elderly: validation of an instrument. *Can J Public Health* 1992;83(suppl. 2):S7-11.
36. Berg K, Wood-Dauphinee S, Williams JI. The Balance Scale: reliability assessment with elderly residents and patients with an acute stroke. *Scand J Rehabil Med* 1995;27(1):27-36.
37. Podsiadlo D, Richardson S. The timed «Up & Go»: a test of basic functional mobility for frail elderly persons. *J Am Geriatr Soc* 1991;39(2):142-8.
38. Lin MR, Hwang HF, Hu MH, Wu HD, Wang YW, Huang FC. Psychometric comparisons of the timed up and go, one-leg stand, functional reach, and Tinetti balance measures in community-dwelling older people. *J Am Geriatr Soc* 2004;52(8):1343-8.
39. Gill TM, Williams CS, Robison JT, Tinetti ME. A population-based study of environmental hazards in the homes of older persons. *Am J Public Health* 1999;89(4):553-6.
40. Gill TM, Williams CS, Tinetti ME. Environmental hazards and the risk of nonsyncopal falls in the homes of community-living older persons. *Med Care* 2000;38(12):1174-83.
41. Chevalier S, Lemoine O. Consommation d'alcool, in *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 117-33. (Collection La santé et le bien-être)
42. Institut de la statistique du Québec Annexe 3. Questionnaire autoadministré (QAA) VI – L'alcool, in *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 2000, p. 15-7. (Collection La santé et le bien-être)
43. Allison PD. *Survival analysis using SAS: A practical guide*. Cary NC: SAS Institute inc., 1995, 304 p.
44. Li QH, Lagakos SW. Use of the Wei-Lin-Weissfeld method for the analysis of a recurring and a terminating event. *Stat Med* 1997;16(8):925-40.
45. Mahé C, Chevret S. Analysis of recurrent failure times data: should the baseline hazard be stratified? *Stat Med* 2001;20(24):3807-15.
46. Windeler J, Lange S. Events per person year - a dubious concept. *BMJ* 1995;310(6977):454-6.
47. Saari P, Heikkinen E, Sakari-Rantala R, Rantanen T. Fall-related injuries among initially 75- and 80-year old people during a 10-year follow-up. *Arch Gerontol Geriatr* 2007;45(2):207-15.
48. Sambrook PN, Cameron ID, Chen JS, Cumming RG, Lord SR, March LM, Schwarz J, Seibel MJ, Simpson JM. Influence of fall related factors and bone strength on fracture risk in the frail elderly. *Osteoporos Int* 2007;18(5):603-10.
49. Cook WL, Tomlinson G, Donaldson M, Markowitz SN, Naglie G, Sobolev B, Jassal SV. Falls and fall-related injuries in older dialysis patients. *Clin J Am Soc Nephrol* 2006;1(6):1197-204.
50. Mahoney JE, Palta M, Johnson J, Jalaluddin M, Gray S, Park S, Sager M. Temporal association between hospitalization and rate of falls after discharge. *Arch Intern Med* 2000;160(18):2788-95.
51. Campbell AJ, Robertson MC, Gardner MM, Norton RN, Buchner DM. Falls prevention over 2 years: a randomized controlled trial in women 80 years and older. *Age Ageing* 1999;28(6):513-8.
52. Szklo M, Nieto FJ. *Epidemiology: Beyond the basics*. Gaithersburg, MD: Aspen Publications, 2000, 494 p.

ANNEXE XI
ARTICLE 2 : DANGER DE L'ENVIRONNEMENT DOMICILIAIRE



This article appeared in a journal published by Elsevier. The attached copy is furnished to the author for internal non-commercial research and education use, including for instruction at the authors institution and sharing with colleagues.

Other uses, including reproduction and distribution, or selling or licensing copies, or posting to personal, institutional or third party websites are prohibited.

In most cases authors are permitted to post their version of the article (e.g. in Word or Tex form) to their personal website or institutional repository. Authors requiring further information regarding Elsevier's archiving and manuscript policies are encouraged to visit:

<http://www.elsevier.com/copyright>



ELSEVIER
MASSON

Disponible en ligne sur
 ScienceDirect
 www.sciencedirect.com

Elsevier Masson France
 EM|consulte
 www.em-consulte.com

Revue d'Épidémiologie
 et de Santé Publique
 Epidemiology and Public Health

Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique 58 (2010) 3–11

Original article

Relationship between home hazards and falling among community-dwelling seniors using home-care services

Environnement domiciliaire et risque de chutes chez les aînés ayant recours aux services de soutien à domicile

B.-S. Leclerc^{a,1,*}, C. Bégin^b, É. Cadieux^a, L. Goulet^c, J.-F. Allaire^d, J. Meloche^d,
 N. Leduc^c, M.-J. Kergoat^e

^a Service de surveillance, recherche et évaluation, direction de santé publique et d'évaluation, agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 245, rue du Curé-Majeau, Joliette, QC, J6E 8S8 Canada

^b Service de prévention et de promotion, direction de santé publique et d'évaluation, agence de la santé et de services sociaux de Lanaudière, 245, rue du Curé-Majeau, Joliette, QC, J6E 8S8 Canada

^c Groupe de recherche interdisciplinaire en santé, université de Montréal, CP 6128, succursale Centre-Ville, Montréal, QC, H3C 3J7 Canada

^d Groupe de consultation en statistique, institut Philippe-Pinel de Montréal, 10905, boulevard Henri-Bourassa Est, Montréal, QC, H1C 1H1 Canada

^e Research Center, institut universitaire de gériatrie de Montréal, 4565, chemin Queen-Mary, Montréal, QC, H3W 1W5 Canada

Received 27 March 2009; accepted 19 October 2009

Available online 22 January 2010

Abstract

Background. – Evidence linking home hazards to falls has not been well established. The evidence-based approach to fall-risk assessment in longitudinal studies becomes difficult because of exposures that change during follow-up. We conducted a cohort study to determine the prevalence of hazards and to resolve whether they are linked to the risk of falls among 959 seniors receiving home-care services.

Methods. – A home hazards assessment was completed at entry and every six months thereafter using a standardized form. The adjusted (for a number of confounding factors) relationship between home hazards and falls was estimated using a survival model taking into account updated time-varying exposures and multiple events. Falls leading to a medical consultation were examined as a secondary outcome, hypothesized as a measure of severity.

Findings. – Home environmental hazards were found in 91% of homes, with a mean of 3.3 risks per individual. The bathroom was the most common place for hazards. The presence of hazards was significantly associated with all falls and fall-related medical consultations, and showed relatively constant effects from one fall to another.

Implications. – The current study is innovative in its approach and useful in its contribution to the understanding of the interaction between home environmental hazards and falls. Our results indicate that inattention to changes in exposure masks the statistical association between home hazards and falls. Each environmental hazard identified in the home increases the risk of falling by about 19%. These findings support the positive findings of trials that demonstrate the effectiveness of this home hazard reduction program, particularly for at-risk people.

© 2010 Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

Keywords: Accident prevention; Accidental falls; Cox model; Elderly; Environmental hazards; Hazards model; Home care services; Public health intervention; Risk factors; Survival analysis

Résumé

Position du problème. – La présence d'éléments de risque au domicile des aînés est un déterminant des chutes qui semble évident. Pourtant, aucune étude observationnelle n'avait pu établir avec certitude de liens à cet égard. Certains chercheurs attribuent cette particularité au fait que les

* Corresponding author. Unité Habitudes de vie, Direction Développement des individus et des communautés, Institut national de santé publique du Québec, 190, boulevard Crémazie Est, Montréal, Québec, H2P 1E2 Canada.

E-mail address: [redacted] (B.S. Leclerc).

¹ The author has received a grant from the Groupe de recherche interdisciplinaire en santé of the Université de Montréal. This research is part of his PhD thesis in Public Health and Epidemiology, realized under the supervision of Professors Lise Goulet and Nicole Leduc, respectively from the Département de médecine sociale et préventive and the Département d'administration de la santé, Faculté de médecine, Université de Montréal, Montréal, QC, Canada.

expositions peuvent changer pendant le suivi, fait dont les analyses doivent tenir compte. Notre étude entreprise auprès de 959 aînés recevant des services de soutien à domicile avait pour but d'établir la prévalence des risques environnementaux selon leur endroit dans la maison et de déterminer s'ils sont liés au risque de chutes.

Méthodes. – L'évaluation était caractérisée par la prise de mesures répétées de facteurs de risque personnels et environnementaux au domicile des participants ainsi que par une relance téléphonique mensuelle permettant de documenter la survenue des chutes. L'association entre les risques du domicile et les chutes a été estimée par une extension de la régression de Cox prenant en compte la variation de l'exposition durant le suivi et la récurrence des événements chez une même personne.

Résultats. – La majorité des maisons (91 %) comportaient des risques environnementaux, en moyenne 3,3 items par domicile. La salle de bain était l'endroit le plus commun où se retrouvaient de tels risques. Une maison sur trois en renfermait au moins un et, dans 30 % des cas, elle en comptait même plus d'un. De toutes les chutes rapportées, deux sur cinq se sont produites dans la salle de bain ou la cuisine. Nos résultats confirment que la survenue de chutes – qu'elles aient ou non nécessité un recours à des soins médicaux – s'avère associée au nombre de facteurs présents dans l'environnement des chuteurs. L'effet s'est d'ailleurs révélé constant d'une chute à l'autre. Chaque élément identifié augmente en moyenne de 19 % le risque de tomber.

Conclusion. – L'inattention accordée aux changements de l'exposition masque des associations statistiques réelles. Les facteurs de risque du domicile s'ajoutent aux facteurs propres aux personnes âgées elles-mêmes. Nos résultats soutiennent ceux des essais cliniques qui démontrent l'efficacité des programmes d'évaluation et de réduction des risques environnementaux du domicile.

© 2010 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

Mots clés : Aînés ; Analyse de survie ; Chutes accidentelles ; Risques environnementaux ; Facteurs de risque ; Modèle de Cox ; Modèle de risques ; Personnes âgées ; Prévention des chutes ; Soins à domicile

1. Introduction

Like most industrialized societies, the province of Quebec is experiencing an ageing of its population [1]. In comparison with other Canadian provinces, the United States and the European countries, Quebec is characterized by both a relatively young population and a fast ageing process. Quebec has more than one million people over the age of 65, and another 150,000 are expected from 2005 to 2010. Of these, 30,000 will no longer be able to care for themselves, passing the number of the elderly frail from 200,000 to slightly more than 230,000. Despite this, the vast majority (96%) of older persons live in the community, particularly 88% who live in a conventional home setting [1].

It is possible to reduce the consequences on the population and the health care system by adopting policies and programmes that increase healthy life expectancy and repel the dependent years as far as possible [2]. In this way, the emphasis on home-based care has been the government's response to the challenges posed by the increasing health care demand for seniors. Home-based care continues to be the key part of health services restructuring initiatives in virtually all Canadian provinces [3–5]. Recently, for example, Quebec has invested in community-based falls prevention among older adults within its existing provincially funded homecare program, which included a home hazards assessment made by healthcare workers [2,6,7]. The policy makers targeted this specific population given that fall-risk profiles, rates of falls and evidence-based interventions were expected to differ among well and active seniors who live in the community and those who are frailer and need support to live at home in the community [6,8,9].

Falls at home are effectively common, recurrent problems with serious consequences for the elderly and the healthcare system. They are often responsible for a loss of autonomy and institutionalization as well as considerable demand on the health care system due to around 50,000 consultations, 13,000

hospitalizations and 600 deaths, annually [6]. The falls result from intrinsic factors specific to the person, as well as environmental factors [2,10–12]. Environmental hazards are found in nearly all homes of community-living older persons [10–15].

Little to no attention to date has focused on hazards that threaten more frail community-dwelling older persons [16], but there is a need to focus on this particular elderly population. The understanding of home environment risk factors for falls among these seniors is consistent with the policy of maintaining people in their own home. A few assessment tools have been developed to identify home hazards and to manage an individual care plan to prevent falls [12,13,17–21]. Frequently, studies of the association between putative environmental hazards in the home and the risk of falling among elderly have relied on self-report by older people themselves. However, tools designed for direct observation of environmental fall hazards during a home visit by experienced health professionals are all the more important, as people are not always aware of existing hazards in their everyday environment [10,22,23].

Although it seems evident that the home environment is of significant importance for the occurrence of falls, there is little or inconsistent results in longitudinal studies to support this view. Some strategies of assessment and modification of hazards in the home have proven to be effective in reducing the risk of falls. Paradoxically, evidence linking the number of potential home hazards to falls is scant and conflicting [2,11,24,25]. Some researchers have suggested that the failure to find a firm epidemiological relationship between home hazards and falls could be due to the inattention of conventional cohort studies to time-varying covariates. In other words, hazards identified at baseline may be different from those present at the time a fall occurs, thereby weakening a true association [11,25,26]. The use of appropriate statistical methods should resolve this enigma.

The objectives of the present study were to determine the prevalence of potential environmental hazards according to

their location in the home and to examine whether environmental hazards in the home increase the risk of falls among senior citizens receiving home-care services.

2. Methods

2.1. Participants

This study is a part of a larger project which aims to evaluate the implementation of a multifactorial falls risk assessment under “real-world” conditions: typical participants, caregivers and settings. The sample studied was a convenience sample of volunteers recruited in an open cohort from March 2002 to July 2005 among community-dwelling persons who were aged 65 years or more and received home-care services. Gratuitous health care was provided by the public centres in a central semi-urban, semi-rural region of Quebec. People who could speak neither French nor English, those unable to walk more than six meters, and those with reduced communication and cognition ability were excluded. Of the 959 persons who met the study inclusion criteria, agreed to participate, and received a home visit, 22 withdrew without completely filling the baseline assessments. Of these, two subjects died, two moved, five were institutionalized, 10 refused to participate, and three were excluded for other reasons prior to the one-month follow-up. The remaining 937 subjects were included in the analyses.

All subjects gave informed consent. The study was approved by every local authority and was carried out in conformity with the legal responsibilities and obligations of a regional health agency. Detailed description of participants and methods has been published elsewhere [27].

2.2. Data collection

Participants were visited at home, at time of entry and once every six months thereafter, by a trained physical rehabilitation therapist. A fall was defined as an event resulting in the subject inadvertently coming to rest on the ground, floor or other lower level. Excluded were sports-related falls [28]. The outcome was measured by self-report using monthly telephone questionnaire. A falls calendar was previously given to individuals to mark events each time they appear. Overall falls were monitored until January 2006. Information for falls resulting in a medical consultation was not available after the recruitment period, that is, July 2005. Survival data censored to this date were used for this part of the analysis.

Subjects' characteristics and potential confounding variables in the relationship between home hazards and risk for falls were ascertained using validated scales and standardized questionnaires. Number of falls in the three months preceding the initial interview was categorized as 0, 1, or ≥ 2 . Nutritional screening was performed on a graded 13-point scale to identify individuals at high risk of energy and nutritional intake deficiencies [29,30]. Body weight was self-reported and height was measured. Gait and balance were assessed by the Berg scale [31,32] on a 56-point scale, and by the Timed Up & Go test [33,34] which measures the overall time, in seconds, to

complete a series of functional tasks. Data about the use of benzodiazepines (yes/no) and number of daily consumed prescribed drugs were recorded directly from the containers. A detailed history of alcohol consumption was obtained according to a questionnaire developed by the Quebec Institute of Statistics [35,36]. Responses were categorized for both drinking in the preceding week (yes/no) and usual drinking during the last six months (non-drinker, less than one to three times a month, once to six times a week, every day). The physical therapist assessed all factors at every time point.

Subjects' homes were assessed for presence of environmental hazards that may contribute to falls, using a structured room-by-room checklist (with unknown validity) comprising 37 potential hazards (Table 1). It requires the evaluator to

Table 1
Potential environmental hazard items in each room or area of the home.

Kitchen	Dim light, shadows or glare Light switches not clearly marked, not visible in the dark Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazard Frequently used items stored where must bend over or reach up Step stool not sturdy Table not sturdy or moves easily Chair not sturdy or moves easily
Hallways and passageways	Dim light, shadows or glare Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazard Carpet edges curling or tripping hazard Non-carpeted, slippery area Pathways not clear; small objects, spills, cords or tripping hazards present
Living room	Dim light, shadows or glare Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazard Carpet edges curling or tripping hazard Non-carpeted, slippery area Pathways not clear; small objects, spills, cords or tripping hazards present Chairs not sturdy or in need of repair Low chair that is difficult to get out of
Bedroom	Dim light, shadows or glare Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazard Carpet edges curling or tripping hazard Non-carpeted, slippery area Pathways not clear; small objects, spills, cord, or tripping hazards present Incorrect bed height
Bathroom	Dim light, shadows, or glare Throw rugs, runners, mats, slipping or tripping hazards Non-carpeted, slippery area Bathtubs/shower surface slippery or non-skid mat or abrasive strips not present Grab bars not present in tub/shower Toilet seat wobbly or too low
Stairs	Dim light, shadows, or glare Switches not located at top and bottom of stairs Night light not present or not near stairway Handrail not present, not sturdy, or does not extend full length of stairway Steps narrower, higher or lower than others Steps in need of repair, loose treads or carpeting

Adapted from Gill et al. [3,30].

observe environmental information directly. Hazard items included items whose presence may increase the risk of falling, slipping or tripping, as well as safety devices whose absence may compromise the chance of preventing falls. Overall and room-specific hazard scores were computed by simply counting the number of home hazards present and of safety devices absent. Housing types included: single-family house; apartment building; row housing or other unique entrance dwelling units; private community-based retirement facilities; other housing, including room in shared accommodation. The home hazards assessment form was obtained directly from Gill in May 2001 [11,13] and translated into the French language by Bégin [37,38].

2.3. Data analysis

Descriptive analyses were carried out using SPSS[®] 13.0 release; Cox regressions were done with SAS[®] 9.1. We considered $p \leq 0.05$ as statistically significant, and all reported p values were two-tailed. We further used independent or paired-sample t tests for multiple pair-wise comparisons of means, as well as the Mann-Whitney U test for two independent samples and the Wilcoxon matched-pairs signed-ranks test, with a Bonferroni-Holm correction [39]. Linear correlations were tested using the coefficients of both Pearson and Spearman.

The general statistical procedure described below strives to compare results obtained using the same statistical method both with and without updated time-varying exposures to home hazards. This, once again, tests the time-dependent assumption of home hazards that we advanced in the introduction.

The crude and adjusted effects of home hazards on the likelihood of falling were estimated using the Wei, Lin & Weissfeld extension (WLW) of the Cox model [27,40]. The method permits proper examination of multiple falls per subject. No proportional hazards assumption is required, as the hazards depend on time. To summarize, each fall occurrence in the WLW analysis is treated in an independent stratum. For each subject, the time for each event starts at the beginning of follow-up time. The marginal risk-set for event k is made up of all subjects under observation who have not yet experienced event k . For example, the number of subjects at risk in the second fall stratum includes all those who experienced a first fall in the preceding stratum, minus those subjects who were lost in the follow-up, and so on for the other strata. The number of subjects at risk for a given pooled fall group is made up of all those under observation in all considered strata; the subjects in each stratum were thus each considered to represent a different individual.

The dependent variable in the survival analyses was time to fall for each participant during the follow-up, measured in days. Subjects were censored upon reaching the end of the study or at the time of withdrawal for any reason. Models were examined both with and without significant covariates in order to eliminate possible confounding effects [28,41]. Fixed (baseline) covariates included age, sex, number of falls in the three months prior to study entry, and type of residence. Time-

varying covariates included nutritional risk, alcohol consumption, home hazards, gait and balance, and medications, and were calculated by taking the measurement closest to the time preceding the fall in question. Measurement of exposures up until the mid-follow-up period was used for people who did not fall. We tested the null hypothesis that the exposure information collected during the follow-up is not associated with the risk of falling thereafter. A model was fit using a stepwise process to adjust for any variable in the presence of others with a p value ≤ 0.05 . A Wald-type statistic, based on the robust sandwich estimator of variance, was used to test the significance of the hazard ratios, also called *incidence rate ratio* (IRR). We estimated both common and event-specific β for the first five falls for each subject, as well as the common β for all the observed falls.

The significance of each room in the home hazard-fall relationship was also addressed. For this, hazards within specific rooms were deemed to be “present” if one or more individual hazards were present; otherwise, they were scored as “absent”.

Any sort of fall and those leading to medical consultations were analysed in an identical way. The need for medical attention is hypothesized to be a measure of severity. However, only models for the latter were estimated for the first two falls, for which sufficient information was available. In addition, a variable “previous falls” was distinctly defined for these cases and was included as a time-varying covariate. It was created as a categorical variable to take into account whether a fall not resulting in a medical consultation had been reported in the three-month period preceding any fall-related medical consultation.

An age-sex interaction term tested in each final model is not significant. Furthermore, the linearity assumption of the relationship was checked for continuous predictor variables.

3. Findings

3.1. Study subjects

During the study period, the mean and median follow-up times of the 937 participants were 488 and 458 days, respectively (range, 27 to 1330 days). Altogether, 549 subjects (57%) remained in the study for 12 months and 377 (39%) for 18 months.

Most subjects were women (75.7%). Mean (standard deviation) age was 79.5 (6.7) years; 76.4% were 75 years old or more. The majority (85.8%) lived in a private dwelling. Mean BMI was 27.9 kg/m² (6.6) and nutritional risk score was 3.7 (1.9). Some 9.8% were underweight (BMI ≤ 20 kg/m²), 34.2% were obese (BMI ≥ 30 kg/m²), and 17.2% were in the highest nutritional risk category (values ≥ 6). Mean Berg balance score and mean Timed Up & Go seconds were 43.1 (9.1) and 24.3 (17.2), respectively. Impaired balance affected 10.0% of subjects (Berg ≤ 30) and impaired functional mobility 19.6% (Timed Up & Go ≥ 30 seconds). On average, each subject took 8.8 (4.2) distinct prescribed drugs daily; 87.5% took four or more drugs; and 46.9% consumed

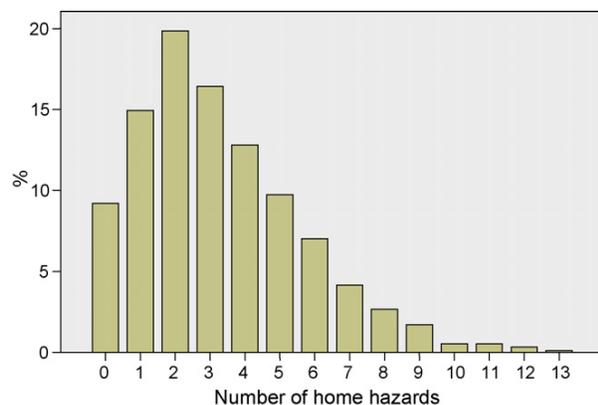


Fig. 1. Distribution of home hazards present and safety devices absent at baseline.

benzodiazepines daily. Approximately half (47.0%) the respondents consumed alcohol during the six months preceding the initial interview; 20.4% took at least one drink in the preceding week. Thirty-nine percent (39.0%) experienced at least one fall in the three months prior to study entry and 14.9% had two or more.

3.2. Environmental hazards in the home

Fig. 1 shows the distribution of home hazards present and safety devices absent at baseline. One or more hazards were found in 90.8% of homes, with a mean number of 3.3 (2.4) risks per individual and a median value of 3.0. People living in a single-family house (3.7; highest mean) or a private residential facility (1.8; lowest mean) differed significantly ($p \leq 0.05$) one from the other, as well as from all other types of housing (apartment, row, other single entrance units, rooms in shared accommodation, etc.) with regard to the number of home hazards. Mean number of hazards per house among subjects indicated a significant difference ($p \leq 0.0001$) from one home visit (follow-up for data collection) to another (results not presented). This confirms that the home hazard variable is actually changing with time and is therefore time-dependent.

Table 2 shows the proportion at baseline of homes with none, one or more hazards in each room and area. The bathroom was

Table 2
Distribution at baseline of potential homes hazards in each room and area.

Hazard item	Number of home hazards					
	0 %	1 %	2 %	3 %	4 %	≥ 5 %
Kitchen	60.2	29.5	9.0	1.3	1.0	0.0
Hallways and passageways	68.3	28.0	3.4	0.2	0.1	0.0
Living room	65.6	26.5	6.6	1.3	0.0	0.0
Bedroom	60.0	31.3	7.5	1.3	0.0	0.0
Bathroom	34.5	35.9	19.5	8.4	1.5	0.2
Stairs	69.4	24.0	4.8	1.2	0.5	0.1
Any room	9.2	14.9	19.9	16.4	12.8	26.8

the most common place for hazards (65.5% had one or more hazards). The number of hazards in a room was correlated ($p \leq 0.0001$) with the number of hazards in the other rooms. The correlation coefficients varied from 0.15 to 0.41. Of the overall 37 environmental hazards that were examined in the subjects' homes, the following were most prevalent: in the bathroom, grab bars not present in tub/shower (31.6%), carpeting/rugs non-anchored or without anti-skid backing, or flooring encumbered with obstacles (28.5%), toilet seat too low or wobbly (26.9%); elsewhere, loose or non-existent grab bar/handrail in the stairways, or not extending full length of staircase (25.6%), slippery kitchen floor or walking area encumbered with small objects, cord, or obstacles (22.5%); hallways, entrances, corridors or passageways (22.3%), bedrooms (18.4%) with carpeting/rugs non-anchored or without anti-skid backing, or flooring with obstacles.

3.3. Information about falls

The sample of 937 subjects reported 1,270 falls during a total of 457,283 person-days of observation. Among the subjects, 495 (52.8%) had no falls, 192 (20.5%) experienced one event, and 250 (26.7%) had more than one. Of the 1,270 falls, 44.4% resulted in injuries, 25.2% in limited activity, 17.1% in a medical consultation and 5.6% in hospitalization. Falls occurred mainly after a loss of balance (33.6%), tripping (18.5%), and loss of grip (14.9%). Other reported causes were

Table 3
Crude and adjusted^a incidence rate ratio (IRR) for home hazard-fall relationship among the community-dwelling elderly, according to the fall rank or pooled fall group.

Risk factor	Fall rank number					F st 5 falls	All falls
	1	2	3	4	5		
	$n = 937^b$	$n = 429$	$n = 244$	$n = 140$	$n = 93$	$n = 1843$	$n = 2169$
Falls (nb)	442	250	144	99	66	1001	1270
Total home hazards (nb)							
cIRR ^c	1.11	1.17	1.18	1.16	1.25	1.15	1.18
aIRR ^c	1.12	1.19	1.20	1.17	1.36	1.16	1.19

^a Adjusted for age, sex, history of falls, type of residence, nutritional risk, alcohol consumption, gait and balance and medications.

^b n of subjects at risk for the considered fall stratum or pooled fall group.

^c All IRR are statistically significant at 0.001 level, calculated from robust variance estimates.

memory blanks (9.5%), slipping (9.3%), dizziness (4.5%), and loss of consciousness (1.7%).

Locations of the 1,270 reported falls indicate that more than two out of five falls took place in the bedroom (23.7%) or the kitchen (19.6%). Falls happened less often in the living room (9.8%), bathroom (9.6%), hallway (7.1%) or staircases (6.4%).

3.4. Home hazards and risk for fall

The weighted average estimate of the IRR for all falls using a WLW model with time-varying covariates was compared to the same model with these covariates treated as fixed (baseline measurements). The number of home hazards was not significantly associated with falls in the model with only baseline covariates. On the contrary, the variable was statistically significant (IRR = 1.19, $p \leq 0.05$) in the model that controls variation of exposure throughout time.

WLW developed a series of estimates of the crude variance-corrected IRR for the number of home hazards, according to the rank of recurrence (Table 3). All crude IRR shown in the table were statistically significant. The global variance-corrected Wald test indicated that the IRR are not significantly different from one another, so that average home hazards effect on the risk of recurrence (IRR for first five pooled falls = 1.15) can be computed. The pooling of the first five falls gathers 90.0% of the 442 fallers and 95.3% of the 937 individuals in the sample. Table 3 also displays the adjusted associations between the number of hazards and the incidence rate for specific and pooled falls. The WLW risk estimate (IRR = 1.12) indicates that the number of hazards significantly and independently predicts time-to-first fall.

Table 3 compares the results where distinct β were fit for each fall. The number of home hazards shows sustained and relatively constant estimates across the strata. Adjustments resulted in a negligible variation in the estimate of IRR for home hazard-fall relationship, with the exception of the fifth fall. However, in view of the smallest stratum size, this estimation is less precise. The right-hand section of the table repeats the analysis under the constraints of common β (weighted average of the event-specific hazards), both when falls beyond the fifth are not considered (IRR = 1.16) and when all fall data are utilized (IRR = 1.19).

Table 4 shows the home hazard-fall relationship for each room (hazards categorized as present or absent in the room). Almost all crude and adjusted variance-corrected IRR were significant. When all rooms were simultaneously proposed for the model, adjusted results revealed that the bathroom was the only room of the house to involve hazards associated with time-to-first fall (IRR = 1.39). The hallway (IRR = 1.31), living room (1.27), and bedroom (1.22) were, nevertheless, all significant after adjustment for other covariates, when considered one at a time. Thus, several models are possible, but none with more than one room. Consequently, all rooms are predictive. On the other hand, hazards present in the bathroom (IRR = 1.66), living room (1.32), and bedroom (1.29) were strongly and independently associated to all pooled falls. Results for the first five pooled falls

Table 4

Crude and adjusted^a incidence rate ratio (IRR) by room for home hazard-fall relationship among the community-dwelling elderly, according to the fall rank or pooled fall group.

Risk factor	F st fall <i>n</i> = 937 ^b	F st 5 falls <i>n</i> = 1843	All falls <i>n</i> = 2169
Falls (nb)	442	1001	1270
Kitchen (hazard present/absent)			
cIRR	1.20	1.28**	1.37**
aIRR	<i>ns</i> ^c	<i>ns</i>	<i>ns</i>
Hallways and Passageways			
cIRR	1.40**	1.54****	1.59****
aIRR	[1.31*] ^d	1.23*	<i>ns</i>
Living Room			
cIRR	1.35**	1.54****	1.66****
aIRR	[1.27*]	<i>ns</i>	1.32**
Bedroom			
cIRR	1.31**	1.43****	1.54****
aIRR	[1.22*]	1.26*	1.29*
Bathroom			
cIRR	1.43***	1.67****	1.79****
aIRR	1.39***	1.51****	1.66****
Stairs			
cIRR	1.20	1.32**	1.43**
aIRR	<i>ns</i>	<i>ns</i>	<i>ns</i>

Significant (two-tailed), calculated from robust variance estimates: * $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$; *** $p \leq 0.001$; **** $p \leq 0.0001$.

^a Adjusted for age, sex, history of falls, type of residence, nutritional risk, alcohol consumption, gait and balance and medications.

^b *n* of subjects at risk for the first fall and pooled fall groups.

^c Not statistically significant.

^d Significant after adjustment for other covariates when rooms were considered one at a time.

were similar, except that the hallway (IRR = 1.23) replaced the living room.

3.5. Home hazards and risk for fall-related medical consultations

Nonetheless, 937 subjects reported 183 fall-related medical consultations during a total of 394,221 person-days of observation. No such events occurred in 298 subjects (31.8%); 114 experienced one episode; 23 (12.2%) had two; and only seven (0.7%) had more than two. Of all falls for which people sought medical attention, 85.8% resulted in injury.

Table 5

Adjusted^a incidence rate ratio (IRR) for home hazard-fall related medical consultation relationship among the community-dwelling elderly, according to the fall rank or pooled fall group.

Risk factor	Fall rank number		All falls <i>n</i> = 1119
	1 <i>n</i> = 937 ^b	2 <i>n</i> = 144	
Falls (nb)	144	30	183
Total home hazards (nb)	<i>ns</i> ^c	1.27*	1.09*

*Significant (two-tailed) to $p \leq 0.01$, calculated from robust variance estimates.

^a Adjusted for age, sex, history of falls, type of residence, nutritional risk, alcohol consumption, gait and balance and medications.

^b *n* of subjects at risk for the considered fall stratum or pooled fall group.

^c Not statistically significant.

Table 5 shows the adjusted associations between home hazards and the IRR for specific and pooled fall-related medical consultations. The number of home hazards increased the risk of a second fall-related medical visit (IRR = 1.27).

4. Discussion

To our knowledge, this is the first observational study focusing on home hazards threatening community-dwelling older persons who receive home-care services. Our results demonstrate that standard Cox regression ignoring changes in exposure during the follow-up masks the statistical association between home hazards and falls in the community-dwelling seniors. They also show that each hazard item identified in the home increases the risk of falling by about 19%. The relative weight of the IRR associated with each home hazard remains high, whatever the rank of fall recurrence.

Some researchers [11,25,26] have suggested that the failure to find a home hazard-fall relationship depending on measures at baseline could be explained by the fact that the hazards were eliminated before the participants actually experienced any falls. Gill et al. [11] attempted to address this problem. They updated the hazards at one year, on the basis of information gathered during the follow-up home assessment. They also analysed the data by restricting the follow-up period to the first six months after the baseline assessment. In the end, both attempts failed to support an association between the hazards and time to a first non-syncope fall. The prospective study of van Bommel et al. [25] sought to encompass the issue by considering whether the participants experienced earlier falls during the year before baseline. The authors hypothesized that if home hazards have been eliminated among the participants who experienced falls in the past, one could expect to see that such hazards would be potentially hazardous more clearly to elderly subjects without a history of falls. They indeed found that participants with a history of past falls at admission had fewer home hazards compared to those without previous falls. However, we observed the contrary (results not presented). Also noted by van Bommel et al. was a significant hazardous effect on the risk of falling in the group of participants without a history of falls, due to an increasing number of home hazards.

Although the attempt of the authors of the two preceding papers was astute, we adopted a more efficient approach which consisted in updating home hazards once every six months during the follow-up [42]. Other important strengths of our study include the control for intrinsic factors and lifestyle behaviours interacting in the home hazard-fall relationship, and the taking into account of all falls incurred by each person. Using the time-to-first fall or the state of “being a faller or not” as the sole outcome ignores multiple events and disregards relevant information [27].

Home hazards were found in the majority of houses where community-dwelling seniors lived. Even multiple hazards were present in many homes. These findings are consistent with other studies of the elderly with varying settings and methods [10–15]. We observed that as the number of hazards increased in a room, so it increased in other rooms as well. Furthermore, the

overall number of home hazards was significantly and independently associated with the incidence rate of falls, regardless of the rank of occurrence. Previous studies have reached varying conclusions, ranging from no association [43,44] to a significant one in particular situations [45,46]. Our results show that the number of hazards found in a house and the level of risk interact in a more complex manner than one would initially imagine. Home safety studies will remain incomplete if they continue to disregard the more intricate processes involved in one's interaction with one's environment and the environment's influence on the activities in the home [14,22].

Carter et al. [10] have already pointed out that what constitutes a hazardous home for older people remains unclear. Certain hazards are more likely to contribute to a fall than others. Hazards present in an area or room where older persons spend more time, where they perform complex daily routines requiring complicated motor skills, are intuitively believed to increase the risk of falling [10,11]. The bathroom is identified as the most hazardous place: one in three homes has at least one hazard and 29.7% have multiple hazards. Other studies have already observed this [10,12,13,15,17]. When we addressed the relative risk of hazards associated with specific rooms, we found that the bathroom, living room, bedroom, and hallway globally contributed to more falls than any other. Nevertheless, the bathroom and living room were not the most common places where older people fell. They ranked far lower than the bedroom and the kitchen.

Given the low frequency for several of the individual 37 hazards in the house, we could not analyze their relationship with the risk of falling or weigh the relative risk of specific hazards. Some of the less prevalent individual hazards, such as poor lighting, may have been under-reported by the therapist because they are defined by less objective criteria. Such hazards also revealed lower reliability values [19,24].

Prospective design, frequent contacts, standardized instruments, trained observers, repeated measures, and clinical measurements performed by a therapist limited the information bias. However, the length of time between a fall and the measure of follow-up exposure obviously varied according to the day the fall happened. Consequently, an accurate assessment of exactly when a change in exposure to time-dependent covariates might have occurred between each six-month follow-up was not possible. This would have resulted in non-differential errors in the measurement of exposures, thereby diluting the observed relation. Another potential for biased results should have occurred because of dropouts, particularly if the latter did not have the same rate of outcome (risk of falling) as those who continued in the study. With the exception of people who refused the services and were less likely to fall than the active participants at the end of the study, no other reason for loss to follow-up was associated with the falls. At 12 and 18 months, there was no significant difference in the number of home hazards at baseline between the subjects lost to follow-up and the active participant groups. Furthermore, hazards were not associated with duration in participation. It should, however, be noted that the sample participants

were slightly older and included proportionally more women than the general home-care population.

5. Conclusion

The current study is innovative in its approach and useful in its contribution to the understanding of the interaction between home environmental hazards and falls. Our results indicate that inattention to changes in exposure masks the statistical association between home hazards and falls. They show that environmental home hazards add to the already present intrinsic factors of falls to community-dwelling seniors receiving home-care services. Each environmental hazard item identified in the house increases the risk of falling by about 19%. In other words, a house with five hazards increases the risk by 95%. The relative weight of the IRR associated to each environmental home hazard item remains high whatever the rank of fall recurrence. The hazards identified in the home also significantly increase the risk for falls resulting in a medical consultation.

The article showed the utility of a standardized instrument to assess hazards for falls in the home of older persons. Accordingly, recognition and removal of hazards should be made to reduce the global individual risk and prevent falls, before the elderly person in question becomes frail. Particular attention should be paid to the bathroom. Healthcare providers visiting older people offer a good opportunity to perform home safety assessments to identify and correct home hazards by providing education and safety supplies. Nevertheless, looking for grounded intervention, policy makers, healthcare providers and researchers should take into account the extent to which informal care is provided along with formal care. The informal caregiver network is still a key to the maintenance and improvement of health outcomes among most elderly people living at home or in the community [3–5].

Our results have a strong generalizability to real-world practice and support the positive findings of randomized controlled trials and meta-analyses of trials that demonstrate the effectiveness of a home hazard reduction program, particularly for at-risk people [47–49].

Conflict of interest

The authors have not declared any conflict of interest.

Acknowledgements

The authors gratefully thank all older clients and health care workers from the community health and social service centres who participated in the study.

References

- [1] Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Plan d'action 2005–2010 sur les services aux aînés en perte d'autonomie : un défi de solidarité, Québec 2005, p. 45. Available from: URL <http://msssa4.msss.gouv.qc.ca/fr/document/publication.nsf/4b1768b3f849519c852568fd0061480d/28518fb11a0a47f7852570ab00546f83?OpenDocument> (last accessed March 27, 2009).
- [2] Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile, Cadre de référence, Québec, Direction générale de la santé publique, 2004, p. 61. Available from: URL <http://msssa4.msss.gouv.qc.ca/fr/document/publication.nsf/fb143c75e0c27b69852566aa0064b01c/e69780d1c112de3d85256f55007354f5?OpenDocument> (last accessed March 27, 2009).
- [3] Hollander MJ, Chappell NL, Prince MJ, Shapiro E. Providing care and support for an aging population: briefing notes on key policy issues. *Healthc Q* 2007;10(3):34–45.
- [4] Special senate committee on aging. Canada's aging population: seizing the opportunity. Ottawa, Sénat du Canada, 2009, p. 233. Available from: URL <http://www.parl.gc.ca/40/2/parlbus/commbus/senate/com-e/agei-e/rep-e/AgingFinalReport-e.pdf> (last accessed September 21, 2009).
- [5] Canadian Healthcare Association. Home care in Canada: from the margins to the mainstream. Ottawa, 2009, p. 150. Available from: URL http://www.cha.ca/documents/Home_Care_in_Canada_From_the_Margins_to_the_Mainstream_web.pdf (last accessed September 21, 2009).
- [6] Bégin C, Boudreault V, Sergerie D. La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile. Guide d'implantation-IMP, Québec, Institut national de santé publique du Québec, 2007, p. 682. Available from: URL <http://www.inspq.qc.ca/pdf/publications/643-LaPreventionChutesServicesAinesVivantDomicile.pdf> (last accessed September 21, 2009).
- [7] Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Québec Public Health Program 2003-2012, Québec, Direction générale de la santé publique, 2003, p. 126. Available from: URL <http://publications.msss.gouv.qc.ca/acrobat/f/documentation/2003/03-216-02A.pdf> (last accessed March 27, 2009).
- [8] Rubenstein LZ. Falls in older people: epidemiology, risk factors and strategies for prevention. *Age Ageing* 2006;35-S2:ii37–41.
- [9] Scott V, Votova K, Scanlan A, Close J. Multifactorial and functional mobility assessment tools for fall risk among older adults in community, home-support, long-term and acute care settings. *Age Ageing* 2007;36(2):130–9.
- [10] Carter SE, Campbell EM, Sanson-Fisher RW, Redman S, Gillespie WJ. Environmental hazards in the homes of older people. *Age ageing* 1997;26(3):195–202.
- [11] Gill TM, Williams CS, Tinetti ME. Environmental hazards and the risk of nonsyncopal falls in the homes of community-living older persons. *Med Care* 2000;38(12):1174–83.
- [12] Huang TT. Home environmental hazards among community-dwelling elderly persons in Taiwan. *J Nurs Res* 2005;13(1):49–57.
- [13] Gill TM, Williams CS, Robison JT, Tinetti ME. A population-based study of environmental hazards in the homes of older persons. *Am J Public Health* 1999;89(4):553–6.
- [14] Gill TM, Robison JT, Williams CS, Tinetti ME. Mismatches between the home environment and physical capabilities among community-living older persons. *J Am Geriatr Soc* 1999;47(1):88–92.
- [15] Lamontagne I, Lévesque B, Gingras S, Maurice P, Verreault R. Environmental hazards for falls in elders in low income housing. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2004;52(1):19–27 [In French].
- [16] Fletcher PC, Hirdes JP. Restriction in activity associated with fear of falling among community-based seniors using home care services. *Age ageing* 2004;33(3):273–9.
- [17] Clemson L, Roland M, Cumming R. Occupational therapy assessment of potential hazards in the homes of elderly people: An inter-rater reliability study. *Aust Occup Ther J* 1992;39(3):23–6.
- [18] Rodriguez JG, Baughman AL, Sattin RW, deVito CA, Ragland DL, Bacchelli S, et al. A standardized instrument to assess hazards for falls in the home of older persons. *Accid Anal Prev* 1995;27(5):625–31.
- [19] Letts L, Scott S, Burtney J, Marshall L, McKean M. The reliability and validity of the safety assessment of function and the environment for rehabilitation. *Br J Occup Ther* 1998;61:127–32.
- [20] Clemson L, Fitzgerald MH, Heard R, Cumming RG. Inter-rater reliability of a home fall hazards assessment tool. *Occup Ther J Res* 1999;19(2):83–100.

- [21] Mackenzie L, Byles J, Higginbotham N. Reliability of the Home Falls and Accidents Screening Tool (HOME FAST) for identifying older people at increased risk of falls. *Disabil Rehabil* 2002;24(5):266–74.
- [22] You L, Deans C, Liu K, Zhang MF, Zhang J. Raising awareness of fall risk among Chinese older adults. Use of the Home Fall Hazards Assessment tool. *J Gerontol Nurs* 2004;30(6):35–42.
- [23] Morgan RO, Devito CA, Stevens JA, Branche CM, Virnig BA, Wingo PA, et al. A self-assessment tool was reliable in identifying hazards in the homes of elders. *J Clin Epidemiol* 2005;58(12):1252–9.
- [24] Stevens M, Holman CD, Bennett N, de Klerk N. Preventing falls in older people: outcome evaluation of a randomized controlled trial. *J Am Geriatr Soc* 2001;49(11):1448–55.
- [25] van Bommel T, Vandenbroucke JP, Westendorp RG, Gussekloo J. In an observational study elderly patients had an increased risk of falling due to home hazards. *J Clin Epidemiol* 2005;58(1):63–7.
- [26] Cumming RG, Thomas M, Szonyi G, Salkeld G, O'Neill E, Westbury C, et al. Home visits by an occupational therapist for assessment and modification of environmental hazards: a randomized trial of falls prevention. *J Am Geriatr Soc* 1999;47(12):1397–402.
- [27] Leclerc BS, Bégin C, Cadieux É, Goulet L, Leduc N, Kergoat MJ, et al. Risk factors for falling among community-dwelling seniors using home-care services: an extended hazards model with time-dependent covariates and multiple events. *Chronic Dis Can* 2008;28(4):111–20.
- [28] 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):342–54.
- [29] Laporte M, Villalon L, Payette H. Simple nutrition screening tools for healthcare facilities: development and validity assessment. *Can J Diet Pract Res* 2001;62(1):26–34.
- [30] Laporte M, Villalon L, Thibodeau J, Payette H. Validity and reliability of simple nutrition screening tools adapted to the elderly population in healthcare facilities. *J Nutr Health Aging* 2001;5(4):292–4.
- [31] Berg KO, Maki BE, Williams JI, Holliday PJ, Wood-Dauphinee SL. Clinical and laboratory measures of postural balance in an elderly population. *Arch Phys Med Rehabil* 1992;73(11):1073–80.
- [32] Berg KO, Wood-Dauphinee SL, Williams JI, Maki B. Measuring balance in the elderly: validation of an instrument. *Can J Public Health* 1992; 83(Suppl. 2):S7–11.
- [33] Podsiadlo D, Richardson S. The timed "Up & Go": a test of basic functional mobility for frail elderly persons. *J Am Geriatr Soc* 1991; 39(2):142–8.
- [34] Lin MR, Hwang HF, Hu MH, Wu HD, Wang YW, Huang FC. Psychometric comparisons of the timed up and go, one-leg stand, functional reach, and Tinetti balance measures in community-dwelling older people. *J Am Geriatr Soc* 2004;52(8):1343–8.
- [35] Chevalier S, Lemoine O. Consommation d'alcool. In: *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec. Institut de la statistique du Québec; 2000. p. 117–33 (Collection La santé et le bien-être).
- [36] Institut de la statistique du Québec. Questionnaire autoadministré (QAA) VI—L'alcool. In: *Enquête sociale et de santé 1998*, Québec. Institut de la statistique du Québec; 2000. p. 15–7 (Collection La santé et le bien-être).
- [37] Bégin C. Projet-pilote régional de prévention des chutes à domicile chez les personnes âgées, devis d'implantation dans les CLSC, Saint-Charles-Borromée, service de prévention et de promotion, direction de santé publique, régie régionale de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 2002. p. 120.
- [38] Réseau francophone de prévention des traumatismes et de promotion de la sécurité. Référentiel de bonnes pratiques. Prévention des chutes chez les personnes âgées à domicile. Paris: éditions INPES; 2005. p. 156.
- [39] Holm S. A simple sequentially rejective Bonferroni test procedure. *Scand J Stat* 1979;6:65–70.
- [40] Allison PD. *Survival analysis using SAS: A practical guide*. Cary NC: SAS Institute inc; 1995. p. 304.
- [41] Cumming RG, Kelsey JL, Nevitt MC. Methodologic issues in the study of frequent and recurrent health problems. Falls in the elderly. *Ann Epidemiol* 1990;1(1):49–56.
- [42] Desquilbet L, Meyer L. Time-dependent covariates in the Cox proportional hazards model. Theory and practice. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2005;53(1):51–68 [In French].
- [43] Tinetti ME, Speechley M, Ginter SF. Risk factors for falls among elderly persons living in the community. *N Engl J Med* 1988;319(26):1701–7.
- [44] Sattin RW, Rodriguez JG, DeVito CA, Wingo PA. Study to Assess Falls Among the Elderly (SAFE) Group. Home environmental hazards and the risk of fall injury events among community-dwelling older persons. *J Am Geriatr Soc* 1998;46(6):669–76.
- [45] Nevitt MC, Cummings SR, Hudes ES. Risk factors for injurious falls: a prospective study. *J Gerontol* 1991;46(5):M164–70.
- [46] Northridge ME, Nevitt MC, Kelsey JL, Link B. Home hazards and falls in the elderly: the role of health and functional status. *Am J Public Health* 1995;85(4):509–15.
- [47] Campbell AJ, Robertson MC, La Grow SJ, Kerse NM, Sanderson GF, Jacobs RJ, et al. Randomised controlled trial of prevention of falls in people aged ≥ 75 with severe visual impairment: the VIP trial. *BMJ* 2005;331(7520):817.
- [48] Cumming RG, Thomas M, Szonyi G, Salkeld G, O'Neill E, Westbury C, et al. Home visits by an occupational therapist for assessment and modification of environmental hazards: a randomized trial of falls prevention. *J Am Geriatr Soc* 1999;47(12):1397–402.
- [49] Gillespie LD, Gillespie WJ, Robertson MC, Lamb SE, Cumming RG, Rowe BH. Interventions for preventing falls in elderly people. *Cochrane Database Syst Rev* 2003;(4):CD000340.

ANNEXE XII
ARTICLE 3 : PROFILS D'AÎNÉS À RISQUE DE CHUTES RÉCURRENTES

A Classification and Regression Tree for Predicting Recurrent Falling among Community-dwelling Seniors Using Home-care Services

Bernard S. Leclerc, MSc,^{1,*} Claude Bégin, MSc,² Élisabeth Cadieux, MSc,¹ Lise Goulet, MD, PhD,³ Jean-François Allaire, MSc,⁴ Julie Meloche, MSc,⁴ Nicole Leduc, PhD,³ Marie-Jeanne Kergoat, MD, CCFP, FCFP, CSPQ⁵

ABSTRACT

Objectives: A prospective, observational study was undertaken to identify risk profiles of subjects regarding the recurrence of falling among community-dwelling seniors using home-care services

Methods: A convenience sample of 868 community-dwelling older persons, aged 65 years or older, who use home-care services offered by public community-based centres in the province of Québec. Subjects were recruited between 2002 and 2005, assessed for fall-related risk factors, and monitored for prospective falls. Data were examined by a classification and regression tree (CART) and survival analyses

Results: Ninety-nine participants reported two falls within six months of entry to the study. Thus, the incidence of recurrent fallers was 11.4%. The tree analysis classified the population into five groups differing in risk of recurrent falling, based on history of falls in the three months prior to the initial interview, Berg balance score, type of housing, and usual alcohol consumption in the six months preceding study entry. The relative risks varied from 0.7 to 5.1. The survival analysis showed that the length of time before becoming a recurrent faller varies among risk profiles.

Conclusion: The study permitted the construction of easily interpretable risk profiles of recurrent falling. These can guide clinicians and public health practitioners to identify high-risk individuals and to decide on the appropriate intervention and follow-up.

Key words: Accidental falls; elderly; home care services; multiple classification analysis; prognosis; public health; risk factors; risk assessment; survival analysis

La traduction du résumé se trouve à la fin de l'article

Can J Public Health 2009;100(4):263-67

Approximately 30% of community-dwelling persons, aged 65 or older, fall at least once per year, and about 15% sustain multiple falls.¹⁻⁴ Multiple falls are associated with an increased risk of institutionalization and death.^{4,5} In addition to injury, recurrent falls can reduce self-confidence, mobility, and social contacts.⁶

Numerous factors might contribute to falls.⁷ Some can be corrected and, thus, the event can be avoided. The most efficient interventions are those which target screened fallers with the highest risk of falling again, rather than elderly people identified indiscriminately.^{4,7,8}

The increasing number of elderly people is leading to greater demand for home-care services. Preventing falls among community-dwelling seniors using home-care services has become a priority in Québec.^{7,9} Nonetheless, risk factors for falling are overlooked in this specific population.^{4,6}

Clinicians are interested in predicting adverse outcomes. The aim of this study has been to develop profiles for predicting the risk of recurrent falling, using a classification and regression tree-based survival analysis.

METHODS

Setting and subjects

The sample studied here was a convenience sample of volunteers recruited between March 2002 and July 2005 among community-living persons, aged 65 years or older, who were receiving public

home nursing care, personal care and support services because of a temporary disability or a loss of functional autonomy.¹⁰ People who could speak neither French nor English, those not able to walk more than six metres, and those with reduced communication and cognition according to the Functional Autonomy Measurement System¹⁰ were excluded. All subjects gave informed consent. The study was approved by the authorities of each participating centre.

Author Affiliations

- 1 Service de surveillance, recherche et évaluation, Direction de santé publique et d'évaluation, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, Joliette, QC (at the time of the study)
 - 2 Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique et d'évaluation, Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière, Joliette, QC
 - 3 Groupe de recherche interdisciplinaire en santé, Université de Montréal, Montréal, QC
 - 4 The Statistics Consulting Group, Institut Philippe-Pinel de Montréal, Montréal, QC
 - 5 Research Centre, Institut universitaire de gériatrie de Montréal, Montréal, QC
- * This research is part of Leclerc's PhD thesis in Public Health and Epidemiology, realized under the supervision of Professors Lise Goulet and Nicole Leduc, respectively from the Département de médecine sociale et préventive and the Département d'administration de la santé, Faculté de médecine, Université de Montréal, Montréal, QC, Canada.

Correspondence: Bernard-Simon Leclerc, Direction Développement des individus et des communautés, Institut national de santé publique du Québec, 190, boul. Crémazie est, Montréal, QC H2P 1E2, Tel: 514-864-1600, ext. 3530, Fax: 514-864-5190, E-mail: [redacted]

Acknowledgements: The authors wish to thank all older clients and health care workers from the community health and social service centres in Lanaudière for their participation in the study. We also acknowledge the contribution of Geneviève Marquis for the data entry, Josée Payette for the data processing, and Bruce Charles Bezeau for the revision of the manuscript. The research was sponsored by the Agence de la santé et des services sociaux de Lanaudière and the Groupe de recherche interdisciplinaire en santé of the Université de Montréal.

Additional methodological details are provided elsewhere.¹¹ Of the 959 persons who met the study inclusion criteria and agreed to participate, 868 participants were used in the analyses (Figure 1).

Assessment of falls and predictors

A fall was defined as an event resulting in the subject inadvertently coming to rest on the ground, floor, or other lower level. Excluded were sports-related falls.¹ The outcome was measured by self-report using monthly telephone questionnaire. A falls calendar was previously given to individuals to mark events each time they appear. Recurrent fallers were subjects who had fallen twice within the first six months of follow-up.^{3,12}

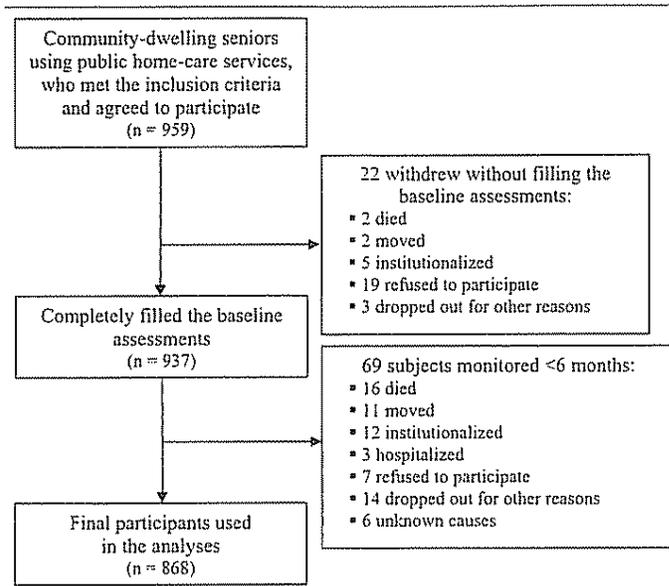
Potential predictors of recurrent falling and subjects' characteristics were ascertained at baseline at home. Number of falls in the prior three months was categorized as 0, 1, or ≥ 2 . Nutritional screening was performed on a graded 13-point scale to identify individuals at high risk of energy and nutritional intake deficiencies. Pre-established categories were defined as follows: 0-2, 3-5, and 6-13.^{13,14} Body weight was self-reported and height was measured. BMI values were defined as ≤ 20 , 21-29, and ≥ 30 . Gait and balance were assessed by the Berg scale¹⁵⁻¹⁷ on a 56-point scale (≤ 30 , 31-44, and ≥ 45), and by the Timed Up & Go test^{18,19} which measures the overall time, in seconds, to complete a series of functional tasks (≤ 20 , 21-29, and ≥ 30). The cutoff values used in the study are those proposed by the developers of each clinical risk assessment tool. Data about the use of benzodiazepines (yes/no) and number of daily consumed prescribed drugs were recorded from the containers. A history of alcohol consumption was obtained according to the Institut de la statistique du Québec questionnaire.^{20,21} Responses were categorized for both drinking in the preceding week (yes/no) and usual drinking during the last six months (non-drinker, <1-3 times a month, 1-6 times a week, every day). Subjects' homes were assessed for 37 environmental hazards using a standardized checklist with unknown validity and reliability.^{22,24} Overall and room-specific hazard scores were computed by counting the number of home hazards. Housing types included: single-family house; apartment building; row housing or other unique-entrance dwelling units; private community-based retirement facilities; other housing, including room in shared accommodation. Generally speaking, higher values of the measurements denoted higher risk, except for the Berg score where the opposite was true.

Statistical analyses

Statistical analyses were carried out using SPSS® version 15.0. We considered two-tailed p-values less than 0.05 as significant. A two-step analysis was performed to develop risk factor profiles for the prediction of recurrent falling.²⁵

We first performed a classification and regression tree (CART) analysis using AnswerTree SPSS® version 3.1.1. CART is a technique that recursively splits a parent group into two subgroups (called "nodes") within which covariates are homogenous and between which outcome is distinct.^{26,27} The partitioning algorithm started with the covariate and split threshold that best maximized the difference in the outcome between two subgroups. The process was repeated until the first occurrence of either: no covariate significantly dichotomized the nodes further nor did any subgroup reach a minimum specified size (parent node of 25 subjects and child node of 15).

Figure 1. Flow chart describing the study sample of community-dwelling seniors using home-care services



We next conducted a Kaplan-Meier analysis^{28,29} within each group to compare their risk of falling over time. The survival time was defined as the time to the second fall where the falls occurred less than six months apart. Data were censored upon reaching a specified time point earlier, withdrawal for any reason, or end of follow-up period. The log-rank (Mantel-Cox) test identified differences in the cumulative survival curves for all possible pairs of terminal nodes identified. The Bonferroni-Holm correction of alpha value was used for multiple comparisons.³⁰

RESULTS

Altogether 99 of 868 participants reported two falls within six months of entry to the study. Thus, the incidence for recurrent falling was 11.4%. Of the 769 non-recurrent fallers, 151 (19.6%) reported one fall, while the others did not declare any event. Study subjects were mainly women (77.2%), of whom 76.2% were 75 years or older. Table 1 shows the baseline characteristics of non- and recurrent fallers. The recurrent fallers included significantly more males, had a lower performance of gait and balance, and experienced falls more often than non-recurrent fallers in the three months prior to study entry.

Figure 2 shows the classification tree results for predicting recurrent fallers. The root node (n° 0) comprising the entire sample (n = 868) was first separated into nodes n° 1 and n° 2, involving the history of falls. The 29.8% of the participants from node n° 2, falling at least two times in the three months prior to study entry, became recurrent fallers during the following six months, whereas the 8.1% of participants from node n° 1, falling fewer than two times, became recurrent fallers. The analysis identified four end nodes for participants who fell at least two times in the three prior months. Among them, subjects who scored ≤ 30 on the Berg test and who reported consuming alcohol within the six months prior to baseline formed the end node n° 8 with the greatest relative risk (RR = 5.1) of becoming recurrent fallers (Figure 2 and Table 2). Conversely, those who sustained fewer than two falls prior to baseline remained undivided (node n° 1) and formed the most favourable group (RR = 0.7). Table 2 summarizes each terminal node.

Table 1. Baseline Characteristics of the Community-dwelling Elderly, According to Their Status

Risk Factor	Non-recurrent Fallers (n = 769)	Recurrent Fallers (n = 99)
Socio-demographic variables		
Age (yrs), $\bar{x} \pm SD$	79.5 \pm 6.6	79.0 \pm 6.9
≥ 75 yrs, %	75.9	77.8
Male, %	21.7	31.3*
Type of residence		
House/single-family home, %	57.1	54.5
Residential facility, %	12.2	18.2
Home hazards, $\bar{x} \pm SD$	3.2 \pm 2.3	3.5 \pm 2.6
Body composition		
BMI (kg/m^2), $\bar{x} \pm SD$	28.1 \pm 6.9	27.4 \pm 5.3
Underweight (BMI ≤ 20), %	10.1	8.1
Obesity (BMI ≥ 30), %	34.7	30.3
Nutrition		
Screening score, $\bar{x} \pm SD$	3.7 \pm 1.9	3.8 \pm 2.0
High nutritional risk (values ≥ 6), %	15.6	20.2
Gait, balance and mobility		
Berg balance score, $\bar{x} \pm SD$	43.9 \pm 8.8	39.5 \pm 8.5***
Impaired balance (Berg ≤ 30), %	8.6	15.2*
Timed Up & Go score (sec), $\bar{x} \pm SD$	23.5 \pm 16.7	27.6 \pm 17.2*
Impaired mobility (TUG ≥ 30), %	17.9	25.3
Medication use		
Distinct prescribed drugs daily, $\bar{x} \pm SD$	8.7 \pm 4.2	9.4 \pm 4.1
≥ 4 prescribed drugs per day, %	87.1	91.9
Benzodiazepine use, %	47.2	50.5
Alcohol use		
Consumption in past 7 days, %	20.2	21.2
Consumption in past 6 months, %	46.3	52.5
History of falls, in past 3 months, %	35.5	65.7***

* $p \leq 0.05$; ** $p \leq 0.01$; *** $p \leq 0.001$

Three profiles (node n^o 8, 5 and 7) leave people at a significantly ($p \leq 0.01$) higher than average risk of becoming recurrent fallers during the follow-up (RR = 5.1, 2.5 and 2.1).

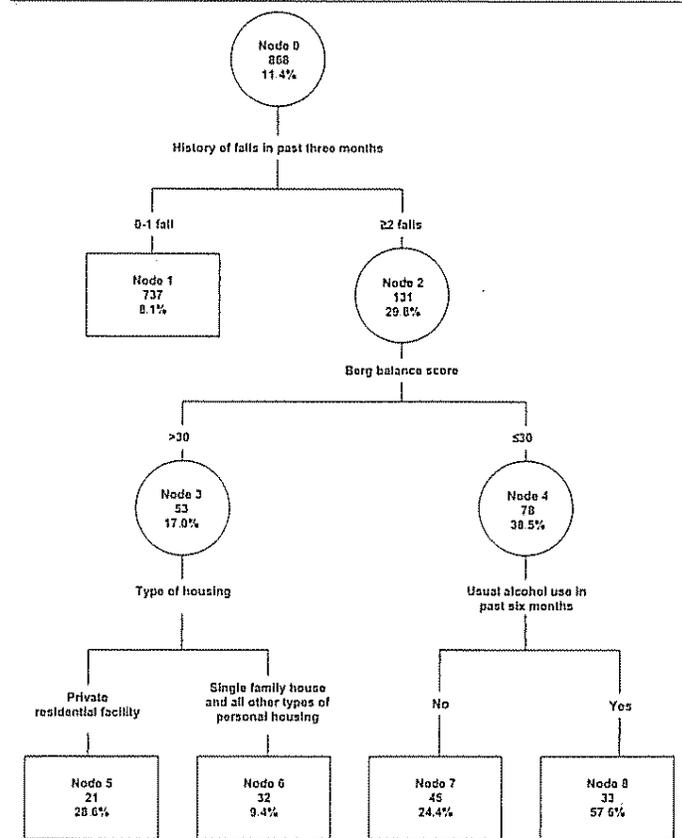
Survival curves for each of the terminal nodes are presented in Figure 3. Subjects in node n^o 8, who fell earlier (average survival time = 124 days), were those who fell more often (RR = 5.1). Conversely, those in node n^o 1, who fell later (average survival time = 176 days), were those who fell less often (RR = 0.7). The probability of not being a recurrent faller over the six-month follow-up is equivalent to 100 minus the incidence of recurrent falling. Statistical difference in the cumulative survival curves of each node are given in Table 3.

DISCUSSION

The CART and survival analyses divided the population into five specific combinations of predictors, and characterized them by an estimated risk of becoming a recurrent faller and of length of time before becoming a recurrent faller.

The methodology identified three profiles of higher short-term risk of recurrent falling among the community-dwelling elderly who

Figure 2. Classification tree for predicting the risk of recurrent falling at six-month follow-up among community-dwelling seniors using home-care services



Each divisible group is identified as a circle; each end group as a rectangle. The number of subjects (e.g., 868 in node 0), the incidence of recurrent fallers (e.g., 11.4% in node 0), as well as the split covariables and their threshold values, are indicated on the resulting branches. In the example of node 0, the values "0-1 fall" and " ≥ 2 falls" divide the covariable "history of falls in past three months" into two parts.

use home-care services. A history of falls in the three months prior to the initial interview emerged as a predictor of recurrent falling; results seemed to indicate that a recurrent faller was likely to remain so. Also at a high risk of becoming recurrent fallers were participants with ≥ 2 prior falls and a score of ≤ 30 on the Berg balance scale (node n^o 4) – particularly those who drank alcohol in the six months preceding their examination (node n^o 8) – as well as participants with as many prior falls but with a score higher than 30 on the Berg scale, who lived in a private residential facility (node n^o 5).

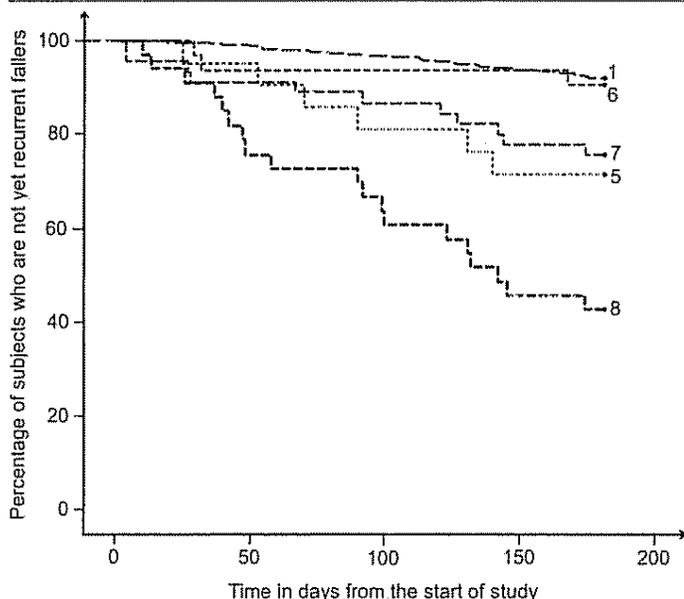
Leclerc et al.³¹ have previously compared different statistical methods to identify predictors of falls among community-dwelling

Table 2. Summary of the Tree for Predicting Recurrent Fallers at Six-month Follow-up among Community-dwelling Seniors Using Home-care Services, in Descendant Order According to the Relative Risk

Node n ^o and Profile	Number of Subjects	Incidence of Recurrent Fallers (%)	Relative Risk
#8: ≥ 2 falls in prior three months, ≤ 30 on Berg balance scale, alcohol intake in prior six months	33	57.6*	5.1
#5: ≥ 2 falls in prior three months, > 30 on Berg balance scale, living in private residential facility	21	28.6*	2.5
#7: ≥ 2 falls in prior three months, ≤ 30 on Berg balance scale, no prior alcohol intake	45	24.4*	2.1
#6: ≥ 2 falls in prior three months, > 30 on Berg balance scale, living in single family house or other types of personal housing	32	9.4	0.8
#1: < 2 falls in prior three months	737	8.1*	0.7
Total	868	11.4	1.0

* The incidence of recurrent fallers in node differs significantly from the total sample incidence at the 0.05 level, after Bonferroni-Holm adjustment for multiple comparisons.

Figure 3. Estimated Kaplan-Meier survival curves for predicting the risk of recurrent falling at six-month follow-up among community-dwelling seniors using home-care services, according to the risk profiles (nodes)



At the start of the study, each group contains 100% of participants. Over time, more and more participants become recurrent fallers, and so the percentage of subjects who have still not become recurrent fallers decreases.

seniors who use home-care services. They have shown that a history of falling, the Berg balance score, and residential facility housing each appear to be a predictor of falls, whatever the outcomes (number of falls, time to first fall, and time to each recurrent fall). Our results concur with authors who consider a history of falls in the previous year as high-risk criteria for falling and for eligibility in intervention programs.⁷ Nevertheless, not all subjects with a history of falls run a greater risk of becoming recurrent fallers. Notably, elderly people in node n° 1 were significantly less likely than on average, even if they had already fallen once.

The first and only study applying a tree-based methodology for the prediction of falls was conducted by Stel et al.³ Although they did not use the same subset of predictors as we did, the history of falls in the previous year clearly emerged as the prime predictor of recurrent falls. They also used a similar approach, the tree-structured survival analysis. We preferred not to use it for the following reasons. It was developed for running on S-plus 3 by two programmers external to the statistical firm.^{32,33} The program has not been updated and TSSA is no longer supported by either the current versions of S-plus or the firm. We also noted that the algorithm implemented in the program could continue to divide a parent node, even in the absence of statistical significance of a split.

The tree-based methodology provides a number of advantages over linear, logistic, and Cox regression models. First, it is a non-parametric and non-linear technique. It does not require any *a priori* distributional assumption and knowledge about the underlying relationships between the predictors and the dependent variable.^{3,27,33,34} Hence, the method is useful in situations where there are interactions among variables: the cases are partitioned and each group is analyzed separately. Second, CART allows the construction of directly applicable fall risk profiles. Contrary to regression analy-

Table 3. Pairwise Comparisons of Survival Curves for Predicting Recurrent Fallers at Six-month Follow-up among Community-dwelling Seniors Using Home-care Services, According to the Log-rank (Mantel-Cox) Test

Node n°	1	5	6	7	8
1	1 000				
5	0 000*	1 000			
6	0 780	0 071	1 000		
7	0 000*	0 712	0 094	1 000	
8	0 000*	0 045	0 000*	0 003*	1 000

* Significantly different at the 0.05 level (two-tailed test), after Bonferroni-Holm adjustment for multiple comparisons

ses where all predictors must be measured in order to identify the risk of falls, few predictors should be required to recognize the risk profile of a new case.³

A number of cautions arise from our study. First, monitoring falls in cohort studies relies on some form of self-report, typically done by having participants recall whether or not they have fallen over a designated time period. Active registration by the participant and a monthly phone call delivered by a caregiver reduce the problem of recall over long periods, but require that participants remember and make the effort to mark the event after having experienced a fall. Further, regardless of the method of self-reporting, seniors may be reluctant to admit they have fallen. These limitations around self-report have led to the conclusion that reliance on self-report likely produces an under-reporting.³⁵ Second, the findings with CART do not necessarily imply cause and effect relationships, but simple statistical associations. Third, we should remember that any data-driven clustering results must be validated by using a separate sample. Fourth, the question of what constitutes an appropriately sized tree remains unresolved. We selected stop-splitting criteria in order to attain a balance between the purity of the end-branching nodes and a reasonable number of subjects for clinical significance. Finally, biases may have occurred because of differences between the retained participants and the individuals lost to follow-up. Males, high nutritional risk (values ≥ 6), lower Berg score, as well as impaired balance (Berg ≤ 30) and mobility (TUG ≥ 30) at baseline, were more likely to be lost to follow-up. This would lead to an underestimation of the effects.

Our results tend to support the theory that multiple falls may have more intrinsic causes than a single fall,^{3,36} especially if the variables of "history of falling" and "living in a private residential facility" act as a surrogate measure of various chronic conditions and poorer functional autonomy.

REFERENCES

- 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):342-54
- Hill K, Schwarz J, Flicker L, Carroll S. Falls among healthy, community-dwelling, older women: A prospective study of frequency, circumstances, consequences and prediction accuracy. *Aust N Z J Public Health* 1999;23(1):41-48
- Stel VS, Pluijms SM, Deeg DJ, Smit JH, Bouter LM, Lips P. A classification tree for predicting recurrent falling in community-dwelling older persons. *J Am Geriatr Soc* 2003;51(10):1356-64
- Fletcher PC, Hirdes JP. Risk factors for falling among community-based seniors using home care services. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2002;57(8):M504-10.
- Donald IP, Bulpitt CJ. The prognosis of falls in elderly people living at home. *Age Ageing* 1999;28(2):121-25
- Fletcher PC, Hirdes JP. Restriction in activity associated with fear of falling among community-based seniors using home care services. *Age Ageing* 2004;33(3):273-79.

- 7 Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec La prévention des chutes dans un continuum de services pour les aînés vivant à domicile. Cadre de référence, Québec. Direction générale de la santé publique, 2004; 61 p
- 8 Gardner MM, Robertson MC, Campbell AJ. Exercise in preventing falls and fall related injuries in older people: A review of randomised controlled trials. *Br J Sports Med* 2000;34(1):7-17
- 9 Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec Programme national de santé publique 2003-2012. Québec. Direction générale de la santé publique, 2003; 133 p.
- 10 Tousignant M, Dubuc N, Hébert R, Coulombe C. Home-care programmes for older adults with disabilities in Canada: How can we assess the adequacy of services provided compared with the needs of users? *Health Soc Care Community* 2007;15(1):1-7
- 11 Bégin C Projet-pilote régional de prévention des chutes à domicile chez les personnes âgées, Devis d'implantation dans les CLSC, Saint-Charles-Borromée, Service de prévention et de promotion, Direction de santé publique, Régie régionale de la santé et des services sociaux de Lanaudière, 2002; 120 p
- 12 Pluijm SM, Smit JH, Tromp EA, Stel VS, Deeg DJ, Bouter LM, Lips P. A risk profile for identifying community-dwelling elderly with a high risk of recurrent falling: Results of a 3-year prospective study *Osteoporos Int* 2006;17(3):417-25.
- 13 Laporte M, Villalon L, Payette H Simple nutrition screening tools for health-care facilities: Development and validity assessment *Can J Diet Pract Res* 2001;62(1):26-34
- 14 Laporte M, Villalon L, Thibodeau J, Payette H. Validity and reliability of simple nutrition screening tools adapted to the elderly population in healthcare facilities. *J Nutr Health Aging* 2001;5(4):292-94
- 15 Berg KO, Maki BE, Williams JI, Holliday PJ, Wood-Dauphinee SL. Clinical and laboratory measures of postural balance in an elderly population *Arch Phys Med Rehabil* 1992;73(11):1073-80.
- 16 Berg KO, Wood-Dauphinee SL, Williams JI, Maki B Measuring balance in the elderly: Validation of an instrument. *Can J Public Health* 1992;83(Suppl. 2):S7-S11.
- 17 Berg K, Wood-Dauphinee S, Williams JI The Balance Scale: Reliability assessment with elderly residents and patients with an acute stroke *Scand J Rehabil Med* 1995;27(1):27-36
- 18 Podsiadlo D, Richardson S The timed "Up & Go": A test of basic functional mobility for frail elderly persons *J Am Geriatr Soc* 1991;39(2):142-48
- 19 Lin MR, Hwang HF, Hu MH, Wu HD, Wang YW, Huang FC Psychometric comparisons of the timed up and go, one-leg stand, functional reach, and Tinetti balance measures in community-dwelling older people *J Am Geriatr Soc* 2004;52(8):1343-48.
- 20 Chevalier S, Lemoine O Consommation d'alcool, in Enquête sociale et de santé 1998 (Collection La santé et le bien-être), Québec: Institut de la statistique du Québec, 2000;117-33
21. Institut de la statistique du Québec Questionnaire autoadministré (QAA) VI - L'alcool, in Enquête sociale et de santé 1998 (Collection La santé et le bien-être), Québec: Institut de la statistique du Québec, 2000. p 15-17
22. Gill TM, Williams CS, Robison JT, Tinetti ME A population-based study of environmental hazards in the homes of older persons *Am J Public Health* 1999;89(4):553-56.
23. Gill TM, Williams CS, Tinetti ME Environmental hazards and the risk of non-syncope falls in the homes of community-living older persons *Med Care* 2000;38(12):1174-83
- 24 Réseau francophone de prévention des traumatismes et de promotion de la sécurité. Référentiel de bonnes pratiques. Prévention des chutes chez les personnes âgées à domicile, Paris : éditions INPES, 2005; 156 p
- 25 Fan Z, Kabrick JM, Shifley SR Classification and regression tree based survival analysis in oak-dominated forests of Missouri's Ozark highlands *Can J Forest Res* 2006;36(7):1740-48.
- 26 Breiman L, Friedman JH, Olshen RA, Stone CJ. *Classification and Regression Trees*. Monterey, CA: Wadsworth and Brooks/Cole, 1984; 358 p
27. Madigan EA, Curet OL. Madigan EA, Curet OL. A data mining approach in home healthcare: Outcomes and service use *BMC Health Serv Res* 2006;6:18 doi:10.1186/1472-6963-6-18 Available online at: www.biomedcentral.com/1472-6963/6/18 (Accessed June 5, 2009)
28. Hosmer DW, Lemeshow S. *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time to Event Data* New York, NY: John Wiley and Sons Inc , 1999; 386 p
- 29 Allison PD *Survival Analysis Using SAS: A Practical Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc , 1995; 304 p
- 30 Holm S. A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scand J Statist* 1979;6:65-70
31. Leclerc BS, Bégin C, Cadieux É, Goulet L, Leduc N, Kergoat MJ, Lebel P Risk factors for falling among community-dwelling seniors using home-care services: An extended hazards model with time-dependent covariates and multiple events. *Chron Dis Can* 2008;28(4):111-20
32. Segal MR. Regression trees for censored data. *Biometrics* 1988;44:35-47
33. Segal MR. Features of tree-structured survival analysis *Epidemiology* 1997;8:344-46.
34. Clark TG, Bradburn MJ, Love SB, Altman DG Survival Analysis Part IV: Further concepts and methods in survival analysis. *Br J Cancer* 2003;89(5):781-86
35. Ganz DA, Higashi T, Rubenstein LZ. Monitoring falls in cohort studies of community-dwelling older people: Effect of the recall interval *J Am Geriatr Soc* 2005;53(12):2190-94
36. Nevitt MC, Cummings SR, Kidd S, Black D Risk factors for recurrent non-syncope falls: A prospective study *JAMA* 1989;261(18):2663-68

Received: December 28, 2007

Revisions requested: March 13, 2008 and September 10, 2008

Revised mss: July 1, 2008 and February 22, 2009

Accepted: March 9, 2009

RÉSUMÉ

Objectifs : Identifier des profils d'aînés à haut risque de devenir des chuteurs récurrents parmi la clientèle des services de soutien à domicile.

Méthode : Il s'agit d'une étude d'observation prospective conduite auprès d'un échantillon de commodité de 868 personnes de 65 ans ou plus vivant dans la communauté et inscrits aux services de soutien à domicile de la mission CLSC des centres de santé et de services sociaux de la région de Lanaudière, au Québec. Le recrutement des volontaires a été effectué entre mars 2002 et juillet 2005. L'étude est caractérisée par la mesure des facteurs de risque au domicile du participant à son entrée dans le projet ainsi que par une relance téléphonique mensuelle dont le but était de documenter la survenue des chutes subséquentes. Les données ont été examinées au moyen d'un arbre de régression et de classification et d'une analyse de survie.

Résultats : Durant les six mois de leur suivi, 99 des 868 participants ont rapporté au moins deux chutes et sont considérés comme chuteurs récurrents. Cette valeur se traduit par une incidence de récurrence de 11,4 %. Les analyses statistiques ont révélé l'existence de cinq profils de risque distinctifs dont le risque relatif varie de 0,7 à 5,1. Vivre dans une résidence pour aînés, avoir des antécédents récents de chutes multiples ou des troubles de l'équilibre et consommer de l'alcool, même occasionnellement, sont les principaux facteurs associés à une probabilité accrue de devenir un chuteur récurrent et de chuter précocement.

Conclusion : Des profils de risque de chutes récurrentes à court terme ont été établis à partir d'un nombre restreint de facteurs validés par l'expérience. Ces profils facilement interprétables peuvent aider les cliniciens et les praticiens de santé publique à identifier les aînés à haut risque et à guider leurs choix vers des interventions et des suivis appropriés.

Mots clés : analyse de survie; arbre de régression et de classification; chutes accidentelles; facteurs de risque; personnes âgées; pronostic; services de soutien à domicile

ANNEXE XIII
ANALYSE DE LA PUISSANCE DANS LA COMPARAISON DES APPROCHES

Les analyses statistiques autres que la régression logistique ont été effectuées dans le cadre de l'article 1 avec un n identique de 937. L'obligation de retirer des sujets pour réaliser la régression logistique est en soi une limite non négligeable de cette approche (Donaldson et coll., 2008; Gill et coll., 2009) puisqu'on ne peut pas mettre à profit l'information disponible pour les sujets qui n'ont pas été suivis tout au long de la période considérée (ici 12 mois). Il est donc apparu important d'évaluer l'impact de la décision (en l'occurrence, une obligation) de soustraire 221 sujets sur la puissance statistique. L'initiative de réviser toutes les analyses en utilisant un « n » identique a permis de déterminer dans quelle mesure les différences observées entre les estimations notées avec les différentes méthodes comparativement à la régression logistique étaient dues à la puissance statistique. Le lecteur doit néanmoins retenir que toutes les comparaisons faites entre les autres méthodes tiennent parfaitement (par exemple entre la régression binomiale négative ou les extensions de Cox versus la régression de Cox standard).

De manière à s'assurer que les différences de résultats observés étaient entièrement attribuables aux méthodologies statistiques considérées, les analyses ont été révisées en utilisant un « n » identique (en soustrayant les mêmes 221 sujets) et en imposant l'ajustement statistique pour le même ensemble de covariables (méthode « enter ») plutôt que par la méthode dite *pas à pas* (« stepwise ») utilisée dans la thèse.

Dans un premier temps, nous présentons un tableau (Tableau A ci-dessous) qui fournit les résultats en considérant les mêmes n qu'au tableau 3 de l'article 1, mais en forçant le contrôle pour l'ensemble des covariables. Nous trouvons à toute fin pratique les mêmes résultats que ceux révélés au tableau 3 de l'article 1, à de rares exceptions près. Ces différences (*IMC* à la colonne 2 de la régression binomiales négative et *sexe masculin* à la colonne 5b de la régression WLW avec covariables dépendantes du temps) sont probablement attribuables à un sur-ajustement par des variables non significatives.

Dans un deuxième temps, nous présentons un tableau (Tableau B ci-dessous) qui fournit les résultats basés sur un n réduit, toujours en forçant le contrôle pour l'ensemble des covariables. C'est la comparaison du tableau B au tableau A de l'annexe qui élucidera la question de la puissance statistique. Nous notons strictement les mêmes résultats, à une

exception près (variable *âge* pour la régression de Cox standard qui modélise le premier événement avec les covariables dépendantes du temps).

La réalisation de ces analyses complémentaires permet de conclure hors de tout doute que les différences observées ne sont pas la conséquence d'un problème de détection de signification statistique.

Tableau 1 Estimations du risque relatif ajusté des facteurs de chute chez les aînés vivant dans la communauté, selon différentes méthodes de régression statistique

Facteur de risque	1		2		3a		4a		5a		3b		4b		5b	
	Logistique (personnes ayant fait une chute) ^c n = 716	Binomiale négative (toutes chutes) n = 937	Standard Cox/WLW (première chute) n = 937	AG Cox ^a (toutes chutes) n = 937	WLW (toutes chutes) n = 937	Standard Cox/WLW (première chute) n = 937	AG Cox ^b (toutes chutes) n = 937	WLW (toutes chutes) n = 937	Standard Cox/WLW (première chute) n = 937	AG Cox ^b (toutes chutes) n = 937	WLW (toutes chutes) n = 937					
Dangers de l'environnement domiciliaire (nombre)	1.033 [0.966-1.104] <i>0.3473</i>	1.021 [0.944-1.104] <i>0.6045</i>	1.020 [0.979-1.062] <i>0.3514</i>	1.042 [0.957-1.135] <i>0.3407</i>	1.033 [0.983-1.086] <i>0.2008</i>	1.107 [1.064-1.151] <i>< 0.0001*</i>	1.080 [1.035-1.126] <i>0.0003*</i>	1.159 [1.112-1.207] <i>< 0.0001*</i>								
IMC (kg/m ²)	1.010 [0.985-1.035] <i>0.4575</i>	0.980 [0.965-0.994] <i>0.0295*</i>	1.000 [0.985-1.014] <i>0.9815</i>	0.980 [0.965-0.995] <i>0.0084*</i>	0.997 [0.986-1.007] <i>0.5447</i>	0.999 [0.984-1.014] <i>0.8929</i>	0.977 [0.961-0.993] <i>0.0044*</i>	0.988 [0.976-1.000] <i>0.0471*</i>								
Score à l'échelle de Berg	0.981 [0.959-1.004] <i>0.1099</i>	0.975 [0.958-0.992] <i>0.0017*</i>	0.987 [0.974-1.000] <i>0.0568</i>	0.971 [0.954-0.988] <i>0.0007*</i>	0.982 [0.972-0.992] <i>0.0003*</i>	0.986 [0.974-0.999] <i>0.0299*</i>	0.973 [0.962-0.984] <i>< 0.0001*</i>	0.982 [0.972-0.993] <i>0.0008*</i>								
Score au test <i>Timed Up & Go</i>	0.992 [0.980-1.005] <i>0.2216</i>	0.994 [0.981-1.007] <i>0.0451*</i>	0.996 [0.988-1.003] <i>0.2571</i>	0.990 [0.976-1.004] <i>0.1714</i>	0.993 [0.988-0.998] <i>0.0042*</i>	0.998 [0.992-1.005] <i>0.6666</i>	0.995 [0.989-1.001] <i>0.0947</i>	0.995 [0.988-1.001] <i>0.1057</i>								
Homme	1.460 [1.011-2.109] <i>0.0437*</i>	1.194 [0.907-1.573] <i>0.2297</i>	1.249 [1.008-1.548] <i>0.0418*</i>	1.250 [0.919-1.700] <i>0.1544</i>	1.233 [1.026-1.483] <i>0.0259*</i>	1.252 [1.011-1.551] <i>0.0393*</i>	1.123 [0.910-1.387] <i>0.2802</i>	1.187 [0.993-1.418] <i>0.0593</i>								
Âge (années)	0.986 [0.962-1.011] <i>0.2732</i>	0.962 [0.944-0.981] <i>0.0009*</i>	0.986 [0.971-1.001] <i>0.0696</i>	0.959 [0.939-0.980] <i>0.0002*</i>	0.979 [0.966-0.993] <i>0.0026*</i>	0.984 [0.969-1.000] <i>0.0437*</i>	0.972 [0.955-0.988] <i>0.0008*</i>	0.978 [0.965-0.992] <i>0.0015*</i>								
Logement en résidence privée	1.483 [0.908-2.424] <i>0.1158</i>	0.746 [0.505-1.100] <i>0.1814</i>	1.255 [0.940-1.676] <i>0.1234</i>	1.172 [0.824-1.667] <i>0.3762</i>	1.374 [1.067-1.768] <i>0.0137*</i>	1.396 [1.047-1.862] <i>0.0230*</i>	1.252 [0.941-1.667] <i>0.1232</i>	1.576 [1.244-1.995] <i>0.0002*</i>								
Une chute avant l'entrée dans le projet	1.995 [1.373-2.899] <i>0.0003*</i>	1.342 [1.031-1.746] <i>< 0.0001*</i>	1.491 [1.190-1.868] <i>0.0005*</i>	1.410 [1.090-1.823] <i>0.0088*</i>	1.253 [1.048-1.497] <i>0.0132*</i>	1.455 [1.161-1.825] <i>0.0012*</i>	1.355 [1.064-1.725] <i>0.0139*</i>	1.238 [1.031-1.487] <i>0.0221*</i>								
Deux chutes ou plus avant l'entrée	3.160 [1.983-5.036] <i>< 0.0001*</i>	2.887 [2.108-3.953] <i>< 0.0001*</i>	2.222 [1.730-2.854] <i>< 0.0001*</i>	3.032 [2.236-4.112] <i>< 0.0001*</i>	2.043 [1.646-2.537] <i>< 0.0001*</i>	2.059 [1.602-2.647] <i>< 0.0001*</i>	2.209 [1.614-3.023] <i>< 0.0001*</i>	1.917 [1.516-2.425] <i>< 0.0001*</i>								

Différence significative (test bilatéral) : * $p \leq 0.05$. Les intervalles de confiance sont donnés entre crochets, le degré de signification est donné en italiques.

Durant le suivi, le nombre de chutes antérieures est défini comme une covariable dépendante du temps pour tenir compte du lien de dépendance entre les chutes : ^a RTI = 1.132, ^b I.C._{95%} = 1.056-1.214,

^c $p = 0.0005$; ^b RTI = 1.084, ^b I.C._{95%} = 1.050-1.119, $p < 0.0001$.

^e Les sujets ayant fait l'objet d'un suivi pendant moins de 12 mois et n'ayant pas déclaré de chute ($n = 221$) ont été exclus de l'analyse, puisque nous ne pouvions leur reconnaître la condition de personne ayant fait une chute.

^d Toutes les covariables à leur valeur initiale seulement; ^e les covariables avec une valeur mise à jour comprennent les dangers de l'environnement domiciliaire, l'IMC, le score à l'échelle de Berg et le score au test *Timed Up and Go*.

^f Historique des chutes survenues dans les 3 mois ayant précédé l'entrevue initiale.

Tableau 2 Estimations du risque relatif ajusté des facteurs de chute chez les aînés vivant dans la communauté, selon différentes méthodes de régression statistique

Facteur de risque	1		2		3a		4a		5a		3b		4b		5b		
	Logistique (personnes ayant fait une chute) ^c n = 716	Binomiale négative (toutes chutes) n = 716	Standard Cox/WLW (première chute) n = 716	AG Cox ^a (toutes chutes) n = 716	WLW (toutes chutes) n = 716	Standard Cox/WLW (première chute) n = 716	AG Cox ^b (toutes chutes) n = 716	Standard Cox/WLW (première chute) n = 716	AG Cox ^b (toutes chutes) n = 716	Standard Cox/WLW (première chute) n = 716	AG Cox ^b (toutes chutes) n = 716	Standard Cox/WLW (première chute) n = 716	AG Cox ^b (toutes chutes) n = 716	Standard Cox/WLW (première chute) n = 716	AG Cox ^b (toutes chutes) n = 716	Standard Cox/WLW (première chute) n = 716	AG Cox ^b (toutes chutes) n = 716
	Avec covariables de base ^d																
	avec covariables dépendantes du temps ^e																
Dangers de l'environnement domiciliaire (nombre)	1.033 [0.966-1.104] 0.3473	1.026 [0.949-1.109] 0.5309	1.025 [0.984-1.068] 0.2325	1.044 [0.960-1.135] 0.3132	1.035 [0.984-1.089] 0.1763	1.150 [1.106-1.197] < 0.0001*	1.100 [1.053-1.148] < 0.0001*	1.176 [1.128-1.226] < 0.0001*	1.176 [1.128-1.226] < 0.0001*								
IMC (kg/m ²)	1.010 [0.985-1.035] 0.4575	0.980 [0.965-0.994] 0.0335	1.001 [0.987-1.016] 0.8774	0.980 [0.965-0.995] 0.0099*	0.997 [0.986-1.008] 0.6277	0.998 [0.984-1.014] 0.8451	0.975 [0.959-0.992] 0.0034*	0.986 [0.974-0.999] 0.0401*	0.986 [0.974-0.999] 0.0401*								
Score à l'échelle de Berg	0.981 [0.959-1.004] 0.1099	0.971 [0.955-0.988] 0.0004*	0.982 [0.969-0.995] 0.0092	0.968 [0.952-0.985] 0.0001*	0.980 [0.969-0.990] 0.0001*	0.982 [0.970-0.994] 0.0042*	0.972 [0.961-0.982] < 0.0001*	0.980 [0.970-0.991] 0.0003*	0.980 [0.970-0.991] 0.0003*								
Score au test <i>Timed Up & Go</i>	0.992 [0.980-1.005] 0.2216	0.994 [0.980-1.007] 0.0303	0.994 [0.986-1.003] 0.1800	0.990 [0.976-1.004] 0.1594	0.993 [0.988-0.998] 0.0052*	1.000 [0.993-1.007] 0.9202	0.996 [0.990-1.001] 0.1401	0.995 [0.989-1.002] 0.1459	0.995 [0.989-1.002] 0.1459								
Homme	1.460 [1.011-2.109] 0.0437*	1.228 [0.935-1.612] 0.1742	1.268 [1.022-1.573] 0.0306*	1.241 [0.918-1.677] 0.1607	1.238 [1.027-1.493] 0.0252*	1.282 [1.034-1.590] 0.0236*	1.101 [0.890-1.363] 0.3751	0.980 [0.966-0.993] 0.0033*	0.980 [0.966-0.993] 0.0033*								
Âge (années)	0.986 [0.962-1.011] 0.2732	0.965 [0.947-0.984] 0.0024*	0.991 [0.976-1.006] 0.2349	0.963 [0.943-0.983] 0.0004*	0.981 [0.967-0.995] 0.0069*	0.988 [0.973-1.004] 0.1361	0.974 [0.958-0.990] 0.0013*	1.192 [0.992-1.431] 0.0610*	1.192 [0.992-1.431] 0.0610*								
Logement en résidence privée	1.483 [0.908-2.424] 0.1158	0.728 [0.497-1.066] 0.1529	1.284 [0.960-1.718] 0.0919	1.174 [0.827-1.668] 0.3698	1.390 [1.074-1.800] 0.0123*	1.544 [1.153-2.066] 0.0035*	1.298 [0.982-1.715] 0.0666	1.644 [1.295-2.087] < 0.0001*	1.644 [1.295-2.087] < 0.0001*								
Une chute avant l'entrée dans le projet	1.995 [1.373-2.899] 0.0003*	1.376 [1.064-1.779] < 0.0001*	1.562 [1.247-1.957] 0.0001*	1.426 [1.108-1.836] 0.0059*	1.278 [1.067-1.531] 0.0077*	1.533 [1.222-1.924] 0.0002*	1.371 [1.079-1.742] 0.0099*	1.272 [1.056-1.533] 0.0113*	1.272 [1.056-1.533] 0.0113*								
Deux chutes ou plus avant l'entrée	3.160 [1.983-5.036] < 0.0001*	2.830 [2.077-3.855] < 0.0001*	2.247 [1.748-2.889] < 0.0001*	2.932 [2.178-3.948] < 0.0001*	2.050 [1.643-2.557] < 0.0001*	2.037 [1.583-2.620] < 0.0001*	2.127 [1.565-2.890] < 0.0001*	2.037 [1.583-2.620] < 0.0001*	2.127 [1.565-2.890] < 0.0001*	2.037 [1.583-2.620] < 0.0001*	2.127 [1.565-2.890] < 0.0001*	2.037 [1.583-2.620] < 0.0001*	2.127 [1.565-2.890] < 0.0001*	2.037 [1.583-2.620] < 0.0001*	2.127 [1.565-2.890] < 0.0001*	1.900 [1.490-2.423] < 0.0001*	1.900 [1.490-2.423] < 0.0001*

Différence significative (test bilatéral) : * $p \leq 0.05$. Les intervalles de confiance sont donnés entre crochets, le degré de signification est donné en italiques.

Durant le suivi, le nombre de chutes antérieures est défini comme une covariable dépendante du temps pour tenir compte du lien de dépendance entre les chutes : ^a IRR = 1.154 ,

I.C._{95%} = 1.083-1.230, $p < 0.0001$; ^b IRR = 1.077* , I.C._{95%} = 1.042-1.114, $p < 0.0001$.

^c Les sujets ayant fait l'objet d'un suivi pendant moins de 12 mois et n'ayant pas déclaré de chute ($n = 221$) ont été exclus de l'analyse, puisque nous ne pouvions leur reconnaître la condition de personne ayant fait une chute.

^d Toutes les covariables à leur valeur initiale seulement; ^e les covariables avec une valeur mise à jour comprennent les dangers de l'environnement domiciliaire, l'IMC, le score à l'échelle de Berg et le score au test *Timed Up and Go*.

^f Historique des chutes survenues dans les 3 mois ayant précédé l'entrevue initiale.

ANNEXE XIV
RENSEIGNEMENTS COMPLÉMENTAIRES SUR LES RÉSULTATS

La présente annexe présente des renseignements complémentaires pour permettre au lecteur intéressé de bien comprendre le jeu de données sous-jacent à la production des résultats. Les logiciels de statistiques (SPSS et SAS) ne fournissent pas les bêtas et les intervalles de confiance pour les variables non considérées dans un modèle final lorsqu'on utilise la méthode dite *pas à pas* (« stepwise »).

Néanmoins, nous présentons à titre indicatif un tableau similaire au tableau 4 de l'article 1 mais en appliquant plutôt la méthode « enter » qui force le contrôle simultané de toutes les variables considérées. En fin de compte, les résultats se révèlent similaires avec quelques exceptions (surlignées dans le tableau) où les coefficients n'atteignent plus le seuil de signification nécessaire, probablement en raison du sur-ajustement imposé de variables non significatives dans les modèles.

Par ailleurs, nous avons étudié, postérieurement à la publication des articles inclus dans la thèse, les facteurs de risque de chutes au moyen de la régression logistique groupée (procédure GENMOD de SAS). Nous rappelons que pour les fins de cette analyse, chacune des périodes de suivi de six mois d'un sujet représentait les périodes de suivi de sujets différents. Nous avons ensuite tenu compte de la corrélation intrasujet des données en introduisant comme variable catégorielle le numéro de l'entrevue (ou de l'intervalle) de suivi et en recourant, comme pour les autres méthodes, au calcul d'une variance robuste. De même, nous avons tenu compte du lien de dépendance entre les chutes chez une même personne en considérant la survenue de chutes dans l'intervalle précédent comme une variable explicative.

Les facteurs de risque mis en évidence par la régression logistique groupée correspondent sensiblement à ceux identifiés par d'autres méthodes de régression, bien qu'elle donne plus d'importance au facteur *histoire de chutes antérieures*. La variable a été considérée quelque peu différemment pour cette analyse : elle représente le nombre de chutes (0, 1 ou ≥ 2) survenues dans l'intervalle des six mois précédents – ou au cours des trois mois précédant l'examen initial dans le cas du premier intervalle. Par ailleurs, en raison de la corrélation intrasujet, la variable catégorielle *intervalle*, qui prend les valeurs de 1 à 6, est significativement statistiquement ressortie. Nous avons remarqué que les coefficients ne sont pas tout à fait ordonnés; de façon générale, le risque augmente avec l'intervalle, mais le

cinquième intervalle semble moins risqué que le quatrième. Par contre, le nombre de sujets diminue d'un intervalle à l'autre, ce qui produit des estimations moins précises.

Tableau 3 Rapport des taux d'incidence selon le modèle de WLW ajusté, pour certains facteurs de risque de chutes chez les aînés vivant dans la communauté, selon le numéro de la chute ou la combinaison de chutes

Facteur de risque	Numéro d'ordre de la chute						Toutes les chutes	
	1 n = 937	2 n = 429	3 n = 244	4 n = 140	5 n = 93	5 premières chutes n = 937	n = 937	
Chutes (nombre)	442	250	144	99	66	1 001	1 270	
Dangers de l'environnement domiciliaire (nombre)	1.107 [1.063-1.153] < 0.0001*	1.163 [1.104-1.225] < 0.0001*	1.166 [1.078-1.262] 0.0001*	1.155 [1.049-1.272] 0.0033*	1.344 [1.221-1.478] < 0.0001*	1.138 [1.096-1.181] < 0.0001*	1.161 [1.115-1.210] < 0.0001*	
IMC (kg/m ²)	1.000 [0.985-1.015] 0.9881	0.987 [0.967-1.008] 0.2266	0.941 [0.908-0.974] 0.0006*	0.981 [0.939-1.025] 0.3919	0.983 [0.926-1.043] 0.5631	0.988 [0.976-1.001] 0.0747	0.989 [0.977-1.001] 0.0646	
Score à l'échelle de Berg	0.985 [0.973-0.998] 0.0195*	0.976 [0.960-0.993] 0.0049*	0.971 [0.951-0.992] 0.0060*	0.976 [0.957-0.996] 0.0187	0.958 [0.931-0.986] 0.0031*	0.979 [0.970-0.988] < 0.0001*	0.981 [0.971-0.991] 0.0003*	
Score au test <i>Timed Up & Go</i>	0.997 [0.990-1.005] 0.5118	1.000 [0.991-1.010] 0.9605	0.993 [0.978-1.008] 0.3483	0.992 [0.977-1.008] 0.3392	0.993 [0.973-1.013] 0.5020	0.997 [0.991-1.003] 0.2701	0.994 [0.988-1.001] 0.0734	
Usage de benzodiazépines	1.085 [0.892-1.320] 0.4166	1.384 [1.060-1.808] 0.0169*	1.008 [0.714-1.424] 0.9628	1.221 [0.794-1.878] 0.3636	1.292 [0.764-2.185] 0.3398	1.167 [0.996-1.367] 0.0557	1.178 [1.000-1.387] 0.0499	
Consommation d'alcool au cours des 6 derniers mois ≤ 2 fois par mois vs autres catégories	1.032 [0.828-1.286] 0.7779	1.225 [0.903-1.661] 0.1923	1.240 [0.842-1.826] 0.2763	1.198 [0.740-1.939] 0.4621	0.827 [0.455-1.504] 0.5346	1.143 [0.946-1.380] 0.1672	1.120 [0.924-1.359] 0.2488	
Homme	1.270 [1.020-1.580] 0.0323*	1.055 [0.776-1.435] 0.7306	1.090 [0.740-1.604] 0.6630	1.333 [0.859-2.067] 0.1998	2.019 [1.106-3.686] 0.0221*	1.195 [0.998-1.430] 0.0524	1.213 [1.017-1.447] 0.0319*	
Âge (années)	0.984 [0.969-0.999] 0.0395*	0.994 [0.973-1.016] 0.6109	0.963 [0.937-0.991] 0.0086*	0.958 [0.923-0.995] 0.0246*	0.977 [0.937-1.018] 0.2602	0.980 [0.968-0.993] 0.0023*	0.979 [0.965-0.992] 0.0024*	
Logement en résidence privée	1.358 [0.978-1.887] 0.0678	1.653 [1.120-2.438] 0.0113*	1.625 [0.943-2.803] 0.0805	1.495 [0.727-3.073] 0.2744	2.309 [0.913-836] 0.0770	1.470 [1.146-1.886] 0.0025*	1.547 [1.213-1.974] 0.0004*	
Indice de défavorisation	1.086 [0.888-1.329] 0.4226	0.811 [0.609-1.080] 0.1512	1.126 [0.778-1.629] 0.5297	0.942 [0.572-1.551] 0.8146	3.565 [2.075-1.25] < 0.0001*	1.042 [0.874-1.243] 0.6475	1.098 [0.915-1.318] 0.3140	
Quatrième quartile vs autres quartiles	1.478 [1.178-1.855] 0.0008*	1.334 [0.988-1.801] 0.0600	1.117 [0.744-1.676] 0.5932	1.152 [0.695-1.911] 0.5826	1.057 [0.515-2.169] 0.8805	1.339 [1.126-1.593] 0.0010*	1.232 [1.025-1.480] 0.0265*	
Une chute avant l'entrée dans le projet	2.011 [1.535-2.635] < 0.0001	1.849 [1.316-2.597] 0.0004*	2.137 [1.367-3.342] 0.0009*	1.690 [1.011-2.824] 0.0453*	1.417 [0.695-2.889] 0.3376	1.902 [1.525-2.371] < 0.0001*	1.842 [1.452-2.336] < 0.0001*	

Différence significative (test bilatéral) : $p \leq 0.05$. Les intervalles de confiance sont donnés entre crochets, le degré de signification est donné en italiques.

^a Nombre de sujets exposés au risque pour la strate ou la combinaison de chutes considérée.

^b Historique des chutes survenues dans les 3 mois ayant précédé l'entrevue initiale.

Tableau 4 Estimations du risque relatif (rapport de cotes) ajusté des facteurs de chute chez les aînés vivant dans la communauté, selon la méthode de régression logistique groupée (procédure *stepwise*)

Facteur de risque	6a		6b	
	Régression logistique groupée (personnes ayant fait une chute sur des tranches successives de 6 mois) <i>n</i> = 860 ^{a,b}	avec covariables de base ^d	Régression logistique groupée (personnes ayant fait une chute sur des tranches successives de 6 mois) <i>n</i> = 860 ^{a,c}	avec covariables dépendantes du temps ^e
Dangers de l'environnement domiciliaire (nb)	-	-	1,057 [1,013-1,103]	1,057 [1,013-1,103]
IMC (kg/m ²)	-	-	0,983 [0,972-0,996]	0,981 [0,971-0,991]
Score à l'échelle de Berg	-	-	0,0072*	0,0001*
Score au test <i>Timed Up & Go</i>	-	-	-	-
Homme	-	-	1,281 [1,016-1,614]	1,281 [1,016-1,614]
Âge (années)	-	-	0,980 [0,963-0,996]	0,982 [0,967-0,998]
Logement en résidence privée	-	-	0,0171*	0,0252*
Histoire de chutes antérieures	-	-	1,719 [1,326-2,226]	2,044 ^f [1,619-2,582]
Une chute	-	-	< 0,0001*	< 0,0001*
Deux chutes ou plus	-	-	3,100 [2,288-4,200]	3,589 ^f [2,643-4,872]

Différence significative (test bilatéral) : * $p \leq 0,05$. Les intervalles de confiance sont donnés entre crochets, le degré de signification est donné en italiques.

^a Les sujets ayant fait l'objet d'un suivi pendant moins de six mois et n'ayant pas déclaré de chute ($n = 77$) ont été exclus de l'analyse, puisque nous ne pouvions leur reconnaître la condition de personne ayant fait une chute. Le critère a été appliqué pour chacun des intervalles de six mois. L'ensemble des périodes de suivi des 860 sujets équivalait au suivi de 2 189 sujets différents.

^b Covariables à leur valeur initiale seulement (y compris le nombre de chutes dans les trois mois ayant précédé l'entrevue initiale); ^c Covariables avec valeur mise à jour : dangers de l'environnement domiciliaire, IMC, score à l'échelle de Berg, score au test *Timed Up and Go* et nombre de chutes dans l'intervalle (de six mois) précédent.

Valeurs de la variable catégorielle *numéro de l'entrevue* de suivi, qui prend les valeurs 1 à 6, (*) statistiquement significatives à $p \leq 0,05$: ^d RTI₂ = 1,121, RTI₃ = 1,238, RTI₄ = 2,131, RTI₅ = 1,865*, RTI₆ = 5,321* ; ^e RTI₂ = 1,301*, RTI₃ = 1,444*, RTI₄ = 2,494*, RTI₅ = 2,043*, RTI₆ = 4,771*.

^f Durant le suivi, le nombre de chutes (0, 1 ou ≥ 2) au cours des trois mois précédant l'examen initial ou dans l'intervalle de six mois précédent est défini comme une covariable dépendante du temps pour tenir compte du lien de dépendance entre les chutes.

Tableau 5 Estimations du risque relatif (rapport de cotes) ajusté des facteurs de chute chez les aînés vivant dans la communauté, selon la méthode de régression logistique groupée (procédure *enter*)

Facteur de risque	6a		6b	
	Régression logistique groupée (personnes ayant fait une chute sur des tranches successives de 6 mois) <i>n</i> = 860 ^{a,b}	avec covariables dépendantes du temps ^c	Régression logistique groupée (personnes ayant fait une chute sur des tranches successives de 6 mois) <i>n</i> = 860 ^{a,c}	avec covariables dépendantes du temps ^c
Dangers de l'environnement domiciliaire (nb)	1,016 [0,970-1,064] 0,4995		1,064 [1,019-1,111] 0,0051*	
IMC (kg/m ²)	0,997 [0,979-1,016] 0,7469		0,996 [0,980-1,012] 0,0303	
Score à l'échelle de Berg	0,977 [0,960-0,995] 0,0139*		0,981 [0,972-0,991] 0,0002*	
Score au test <i>Timed Up & Go</i>	0,995 [0,982-1,008] 0,4357		0,996 [0,992-1,000] 0,0522	
Homme	1,244 [0,959-1,613] 0,1004		1,275 [1,010-1,610] 0,0410*	
Âge (années)	0,979 [0,961-0,996] 0,0185		0,980 [0,963-0,996] 0,0145*	
Logement en résidence privée	1,223 [0,860-1,738] 0,2630		1,321 [0,981-1,779] 0,0664	
Histoire de chutes antérieures	1,678 [1,298-2,169] < 0,0001*		2,021 ^f [1,600-2,553] < 0,0001*	
Deux chutes ou plus	2,990 [2,189-4,086] < 0,0001*		3,527 ^f [2,596-4,792] < 0,0001*	

Différence significative (test bilatéral) : * $p \leq 0,05$. Les intervalles de confiance sont donnés entre crochets, le degré de signification est donné en italiques.

^a Les sujets ayant fait l'objet d'un suivi pendant moins de six mois et n'ayant pas déclaré de chute ($n = 77$) ont été exclus de l'analyse, puisque nous ne pouvions leur reconnaître la condition de personne ayant fait une chute. Le critère a été appliqué pour chacun des intervalles de six mois. L'ensemble des périodes de suivi des 860 sujets équivalait au suivi de 2 189 sujets différents.

^b Covariables à leur valeur initiale seulement (y compris le nombre de chutes dans les trois mois ayant précédé l'entrevue initiale); ^c Covariables avec valeur mise à jour : dangers de l'environnement domiciliaire, IMC, score à l'échelle de Berg, score au test *Timed Up and Go* et nombre de chutes dans l'intervalle (de six mois) précédent.

Valeurs de la variable catégorielle *numéro de l'entrevue de suivi*, qui prend les valeurs 1 à 6, (*) statistiquement significatives à $p \leq 0,05$; ^d $RTI_2 = 1,113$, $RTI_3 = 1,245$, $RTI_4 = 2,102$, $RTI_5 = 1,893$, $RTI_6 = 5,626$; ^e $RTI_2 = 1,301$, $RTI_3 = 1,474$, $RTI_4 = 2,549$, $RTI_5 = 2,111$, $RTI_6 = 4,879$.

^f Durant le suivi, le nombre de chutes (0, 1 ou ≥ 2) au cours des trois mois précédant l'examen initial ou dans l'intervalle de six mois précédent est défini comme une covariable dépendante du temps pour tenir compte du lien de dépendance entre les chutes.

