



La durée de séjour hospitalier suite à l'admission pour un traumatisme craniocérébral dans un système de traumatologie intégré au Canada

Mémoire

Pier-Alexandre Tardif

Maîtrise en épidémiologie
Maître ès sciences (M.Sc.)

Québec, Canada

© Pier-Alexandre Tardif, 2015

Résumé

Une durée de séjour (DDS) prolongée, estimée représenter 20% des jours en soins aigus, entraîne une augmentation des complications, de la morbidité, de la mortalité et des coûts. Nous avons réalisé une étude de cohorte rétrospective multicentrique avec 11 119 patients victimes d'un traumatisme craniocérébral (TCC) sortis vivants d'un des 57 centres de traumatologie du Québec entre 2007 et 2012 afin de comparer la DDS index et la DDS totale puis d'identifier les déterminants de la DDS. La DDS en soins aigus est légèrement sous-estimée lorsque seule la DDS index est considérée. L'utilisation des ressources est plus importante chez les patients victimes d'un TCC que chez les admissions provinciales générales. Huit variables reliées aux caractéristiques des patients ou aux traitements expliquent 80% de la variation de la DDS. Ces informations peuvent être utilisées afin d'améliorer la qualité et l'efficacité des soins aigus chez ces patients.

Abstract

Prolonged length of stay (LOS), estimated to represent approximately 20% of acute care days, leads to adverse outcomes in terms of complications, morbidity, mortality, and costs. However, we lack comprehensive information on hospital resource use for patients admitted following traumatic brain injury (TBI). We conducted a multicenter, retrospective cohort study based on 11,199 patients discharged alive from the Quebec trauma system between 2007 and 2012 in order to compare acute care index LOS to total LOS and identify the determinants of LOS. Acute care LOS is slightly underestimated when only index LOS is considered. TBI patients have much higher resource use than general provincial admissions. Eight variables related either to patients' characteristics or treatments explain 80% of the variation in LOS. This information can be used to develop targeted interventions to reduce LOS for TBI admissions to improve the efficiency and quality of acute care for these patients.

Table des matières

Résumé.....	iii
Abstract.....	v
Table des matières.....	vii
Liste des figures et tableaux.....	ix
Liste des abréviations.....	xi
Remerciements.....	xiii
Avant-Propos.....	xv
Introduction.....	1
Chapitre I. État des connaissances.....	3
1.1. Classification des traumatismes craniocérébraux.....	3
1.2. Fardeau des traumatismes craniocérébraux.....	5
1.3. Utilisation des ressources et durée de séjour.....	7
1.4. La durée de séjour lors d'une admission pour un traumatisme craniocérébral.....	9
1.5. Déterminants de la durée de séjour ayant subi un traumatisme craniocérébral.....	10
Chapitre II. Objectifs.....	13
2.1. Objectifs.....	13
Chapitre III. Méthodologie.....	15
3.1. Population d'étude.....	15
3.2. Critères d'éligibilité.....	16
3.3. Collecte des données.....	16
3.4. Analyses statistiques.....	17
3.4.1. Premier objectif.....	18
3.4.2. Deuxième objectif.....	19
3.4.3. Troisième objectif.....	19
3.4.4. Quatrième objectif.....	19
3.5. Aspect éthique.....	23
Chapitre IV. Hospital length of stay following admission for traumatic brain injury in a Canadian integrated trauma system: a retrospective multicenter cohort study.....	25
Abstract.....	26
Introduction.....	27
Methods.....	27
Study Design and Population.....	27
Study Data.....	28
Potential determinants.....	29
Outcomes.....	29
Statistical Analyses.....	29
Results.....	31
Study Population.....	31
Acute Care Hospital LOS.....	31

Index LOS According to Level of Care	32
Expected LOS According to General Provincial Admissions	32
Determinants of Hospital LOS	32
Sensitivity analyses	32
Discussion	33
Strengths and limitations	34
Conclusion.....	35
Chapitre V. Discussion.....	47
5.1. Validité interne.....	47
5.1.1. Biais de sélection.....	47
5.1.2. Biais d'information.....	49
5.1.3. Biais de confusion.....	50
5.2. Validité externe.....	52
5.3. Précision et puissance.....	53
Conclusion.....	55
Bibliographie.....	57
Annexes.....	65
Annexe 1. Banque de données ministérielles MED-ÉCHO.....	65
Annexe 2. Banque de données ministérielles du système d'information du Registre des traumatismes du Québec (BDM-SIRTQ).....	66
Annexe 3. Proportion d'incidence de mortalité au Québec entre 1992 et 2002	67
Annexe 4. Abbreviated Injury Scale & Injury Severity Score.....	67
Annexe 5. Glasgow Coma Scale to evaluate brain injury in adults	67
Annexe 6. Figure de l'importance relative des déterminants de la durée de séjour (analyses pour la mortalité avec imputation multiple).....	69
Annexe 7. Tableau des déterminants de la durée de séjour (analyses pour la mortalité avec imputation multiple).....	70
Annexe 8. Figure de l'importance relative des déterminants de la durée de séjour (analyses avec données physiologiques complètes).....	74
Annexe 9. Tableau des déterminants de la durée de séjour (analyses avec les données physiologiques complètes).....	75

Liste des figures et tableaux

Figure 1. Geometric means of index and total length of stay (LOS) stratified by age and Glasgow coma scale score (GCS).....	41
Figure 2. Distribution of index hospital length of stay (LOS) by type of care, stratified by age and Glasgow Coma scale score (GCS)	42
Figure 3. Relative effect size (Cohen's f^2 , %) of index hospital (left) and intensive care unit (right) length of stay determinants.....	43
Table 1. Determinants of index and intensive care unit (ICU) length of stay (LOS) with adjusted geometric mean ratios (GMR) and 95% confidence intervals (CI).....	44

Liste des abréviations

AAAM : Association for the Advancement of Automotive Medicine

AIS : Abbreviated Injury Scale

ASCOT : A Severity Characterization of Trauma

BDM-SIRTQ : banque de données ministérielles du système d'information du Registre des traumatismes du Québec

CT : computerized tomography

DDS : durée de séjour

GCS : Glasgow Coma Scale

GMR : geometric mean ratio

ISS : Injury Severity Scale

LOS : length of stay

MCMC : Markov Chain Monte Carlo

MED-ÉCHO : maintenance et exploitation des données pour l'étude de la clientèle hospitalière

RR : respiratory rate

RTS : Revised Trauma Score

SAS : Statistical Analysis System

SBP : systolic blood pressure

TBI : traumatic brain injury

TCC : traumatisme craniocérébral

TRISS : Trauma Injury Severity Score

Remerciements

Je tiens à exprimer ma gratitude à l'endroit de ma directrice, Dr Lynne Moore, pour m'avoir offert l'opportunité de réaliser ce projet de recherche, dont la qualité doit énormément à sa disponibilité, son ouverture, ses nombreux conseils et sa constante rigueur durant ma formation. Mes remerciements à tout le personnel de l'axe Santé des populations et pratiques optimales en santé (SP-POS) / Traumatologie – Urgence – Soins intensifs de l'Hôpital de l'Enfant Jésus, en particulier Amina Belcaïd pour son expertise et ses encouragements ainsi que Xavier Neveu et Brice Batomen Kuimi pour les nombreuses et pertinentes discussions qui m'ont permis de progresser.

Je remercie également Amélie Boutin, Philippe Dufresne, Madiba Omar pour leurs commentaires et les échanges fructueux que nous avons eus durant les diverses étapes de mon projet de recherche ainsi que tous les coauteurs de l'article pour leur importantes et pertinentes contributions. Finalement, merci à Caroline Diorio et Mélanie Drolet pour leurs commentaires constructifs lors de l'évaluation du mémoire.

Avant-Propos

Ce mémoire présente le projet de recherche que j'ai réalisé dans le cadre de ma maîtrise en épidémiologie sous la supervision du Dr Lynne Moore. Il a été rédigé avec l'option de mémoire avec insertion d'articles. Le chapitre IV contient l'article intitulé « *Hospital length of stay following admission for traumatic brain injury in a Canadian integrated trauma system: A retrospective multicenter cohort study* ». Cet article vise à combler le manque d'informations concernant les composants et les déterminants de la durée de séjour pour les patients victimes d'un traumatisme craniocérébral. J'ai effectué la revue de littérature, les analyses statistiques, l'interprétation des résultats ainsi que la rédaction. L'article sera soumis à la revue *Critical Care Medicine* et les coauteurs ayant participé à l'une ou l'autre des différentes étapes de sa réalisation sont les suivants : Lynne Moore, Amélin Boutin, Philippe Dufresne, Madiba Omar, Gilles Bourgeois, Paule Lessard, Brice L. Batomen Kuimi et Alexis Turgeon.

Les résultats de cet article ont fait l'objet de plusieurs présentations orales et par affiche : présentation par affiche le 20 octobre 2014 au Centre des Congrès de Québec dans le cadre de la 2^e journée scientifique du centre de recherche du CHU de Québec ; présentation orale et par affiche le 26 février 2015 au Château Frontenac de Québec dans le cadre du Colloque traumatologie : Défis! ; présentation par affiche les 10-11 avril 2015 à Westin Calgary dans le cadre du congrès de la *Trauma Association of Canada* ; présentation orale le 8 mai 2015 lors de la Journée de la recherche du département de chirurgie de l'Université Laval à Québec ; présentation orale le 25 mai 2015 à l'Université de Rimouski dans le cadre de l'Association francophone pour le savoir ; présentation par affiche le 3 juin 2015 au Hilton Meadowvale à Mississauga dans le cadre du congrès de *The Canadian Society for Epidemiology and Biostatistics*.

Introduction

Les traumatismes craniocérébraux (TCC) contribuent à plus de 30% de la mortalité de tous les traumatismes (1). Ils représentent la première cause de mortalité et d'incapacité chez les enfants et les jeunes adultes (< 45 ans) et pourraient devenir la troisième cause d'incapacité et de mortalité globale d'ici 2020 (2). Ils sont définis comme une lésion cérébrale résultant d'une source externe qui peut donner lieu à une détérioration du fonctionnement physique, cognitif et psychosocial d'un individu. On estime qu'entre 1,5 à 2 millions de personnes s'exposent à un TCC chaque année aux États-Unis, principalement à la suite d'accidents routiers, de chutes, d'actes de violence et de blessures sportives (3). Au Canada, l'incidence des TCC graves et légers est estimée à 11,4 et 600 par 100 000 personnes-années respectivement, avec des coûts directs qui s'élevaient à 151,7M\$ en 2000-2001 (4). Les TCC sont associés à une augmentation des frais de santé (5) et des études suggèrent une augmentation des coûts hospitaliers en fonction de la sévérité du TCC (6-8). Or, on a montré qu'une durée de séjour (DDS) deux fois plus longue peut augmenter les coûts hospitaliers de 1,61% (9) et qu'une réduction des coûts est possible par une diminution de la DDS (2). Une revue systématique a relevé qu'environ 20% des journées d'hospitalisations sont non nécessaires (10) et l'on a récemment montré qu'une diminution significative de ces journées non nécessaires est possible (11). Un facteur lié à la qualité des soins qui mène à une augmentation importante de la DDS est les complications hospitalières, lesquelles ont un impact négatif sur la capacité fonctionnelle à long terme, sur la qualité de vie (12) et elles augmentent la DDS, les coûts en soins, la morbidité et la mortalité (13).

Il appert qu'un séjour prolongé après une admission pour un TCC entraîne des conséquences importantes en termes de coûts et des complications pour le patient. La recherche sur les TCC a été historiquement négligée, sous-financée (14) et d'aucuns ont fait remarquer qu'il manque de l'information à propos des TCC (15). Afin d'améliorer l'efficacité et la qualité des soins relatifs aux TCC, il importe d'obtenir des informations fiables et précises sur la qualité des soins en traumatologie qui permettront d'identifier les facteurs opérationnels sur lesquels agir et porter une attention particulière. Concernant les informations au niveau du fichier du patient, la DDS a été ciblée comme étant une mesure

importante pour évaluer les soins traumatologiques (16). Une étude récente s'intéressant aux admissions pour les traumatismes en général a permis de relever que le temps passé aux soins intensifs et intermédiaires constitue une part importante de la DDS en soins aigus, et que celle-ci est sous-estimée lorsque l'on considère uniquement le séjour index au lieu de toutes les admissions consécutives pour l'évènement traumatique. La DDS index moyenne et la DDS totale étaient de 8,6 et 9,4 jours, respectivement, tandis que le temps passé à l'unité des soins intensifs, aux soins intermédiaires et à l'étage général constituaient 8,9%, 2,5% et 88,6% de la DDS totale. Les déterminants principaux de la DDS index identifiés étaient la destination lors de la sortie de l'hôpital, l'âge, le statut de transfert et la sévérité de la blessure (17).

À notre connaissance, malgré cette étude visant à décrire la DDS chez les patients ayant subi un traumatisme, aucune étude épidémiologique ne s'est attardée à décrire spécifiquement la DDS (ses composants et ses déterminants) à la suite d'une admission pour un TCC. En considérant la DDS en fonction de la sévérité et du type de soins avec un grand échantillon, notre étude comble plusieurs des limitations des études antérieures qui se sont intéressées à la DDS chez les patients ayant subi un TCC : 1 étude s'intéressait seulement aux TCC modérés (18), 5 études avaient un petit échantillon (moins de 500 patients) (18-22) et 7 études ne considéraient que la DDS en soins aigus ou à l'unité des soins intensifs (18-21, 23-25). Les informations que la présente étude apporte sur la distribution et les déterminants de la DDS pour les patients admis pour un TCC permettent de mieux comprendre les ressources utilisées par ces patients. Ces informations permettent également de souligner l'importance des caractéristiques au niveau des patients et les traitements reliés à une utilisation accrue des ressources. En ce sens, cette étude représente une première étape vers l'amélioration de la qualité et de l'efficacité des soins aigus pour les personnes hospitalisées à la suite à d'un TCC.

Chapitre I. État des connaissances

1.1. Classification des traumatismes craniocérébraux

Les traumatismes craniocérébraux sont des traumatismes affectant le crâne, le cerveau ou le cuir chevelu. À ce titre, ils font partie de l'ensemble plus général des blessures traumatiques acquises et se distinguent des blessures cérébrales non acquises (par exemple les blessures prénatales, celles provoquées lors de la naissance, de façon héréditaire ou par un processus dégénératif) et non traumatiques, telles que les lésions cérébrales non traumatiques généralement dues à l'anoxie ou à l'hypoxie. Les TCC peuvent provoquer une perte temporaire de la fonction cérébrale ou impliquer une fracture du crâne et entraîner des contusions (lésions au cerveau) ou un hématome (hémorragie dans le cerveau) (4). Plusieurs descriptions particulières sont proposées pour les TCC dans la mesure où ils forment un ensemble complexe de blessures pouvant occasionner des incapacités couvrant un large spectre. Les traumatismes crâniens fermés sont ceux pour lesquels le crâne est intact et ils sont généralement causés par une force rotationnelle ou une décélération, par exemple lors d'une chute ou d'un accident de véhicule motorisé. Les traumatismes crâniens ouverts sont ceux qui impliquent une pénétration du crâne, par exemple avec un projectile (blessure pénétrante) qui provoque une blessure directe à la tête causant des dommages (souvent) focalisés. On recense également des blessures secondaires dues au gonflement et à la libération de toxines cérébrales qui encouragent l'inflammation ou la mort des cellules. Parmi les blessures secondaires, on peut dénombrer les hémorragies intracrâniennes, les œdèmes cérébraux, l'augmentation de la pression intracrânienne, les dommages associés au manque d'oxygène, les hydrocéphalies, etc. Étant donné que la seule façon d'éviter la blessure primaire est de prévenir l'événement traumatique, une fois que celui-ci a eu lieu, la prévention des blessures secondaires et des complications s'avère être l'objectif principal des soins aigus (26).

La classification et la sévérité des TCC sont généralement basées sur deux échelles : la sévérité anatomique est estimée à l'aide de l'*Abbreviated Injury Scale (AIS)*, tandis que la sévérité physiologique est estimée avec le *Glasgow Coma Scale Score (GCS)*. L'*AIS* a été développée à partir de 1969 par un comité mixte comprenant l'*American Medical*

Association, la *Society of Automotive Engineers* et l'*Association for the Advancement of Automotive Medicine (AAAM)*. Elle a d'abord été proposée pour aider les enquêteurs lors d'accidents automobiles, mais est désormais généralement utilisé pour classifier les blessures et estimer leur sévérité. L'*AIS* constitue un système de notation de sévérité global, basé sur l'anatomie et dérivé par consensus, qui classe chaque blessure pour toutes les régions du corps en fonction de l'importance relative de la blessure sur une échelle ordinaire allant de 1 (blessure mineure) à 6 (théoriquement non traitable ; voir annexe 4 pour une comparaison de l'*AIS* avec l'*Injury Severity Score (ISS)*, qui est issu de l'*AIS*). La description des blessures à l'aide de l'*AIS* est employée davantage pour les registres de traumatismes que pour des buts cliniques ou thérapeutiques étant donné que le codage requiert un archiviste médical formé et ne peut être complété qu'à la fin du séjour, une fois que toute l'information diagnostique est disponible. Le codage de l'*AIS* pour les blessures cérébrales est basé sur la localisation anatomique (tronc cérébral, cervelet, télencéphale et hypophyse), le type de blessure (blessure pénétrante, contusion, hémorragie, ischémie, etc.), les sous-types d'hémorragie et le degré (l'étendue) de la blessure. Notons qu'un même patient ayant subi un TCC peut recevoir plus d'un code *AIS* (26).

La première tentative pour quantifier la sévérité physiologique des traumatismes spécifiquement au niveau de la tête a été le score de Glasgow (27). Le *GCS* est un indicateur de l'état et des changements d'états de conscience qui a été développé et raffiné par Teasdale et Jennet à Glasgow en Écosse en 1974 (28) et 1977 (29) respectivement. Le *GCS* est largement utilisé dans la recherche en traumatologie, est inclus dans tous les registres de traumatismes, est un outil prédictif efficace pour la mortalité à l'hôpital (30) et constitue le système de classification le plus utilisé pour la sévérité des TCC (31). Le *GCS* fait également partie du *Revised Trauma Score (RTS)* (32), du *Trauma Injury Severity Score (TRISS)* (33) et de *A Severity Characterization of Trauma (ASCOT)*. Le *GCS* s'étend sur une échelle de 3 à 15 sur laquelle on distingue trois niveaux de sévérité en fonction des réponses oculaires, verbales et motrices : TCC léger [13-15], modéré [9-12] et sévère [3-8] (voir annexe 5). La classification à l'aide de ces catégories peut être corroborée par les résultats d'une tomographie assistée par ordinateur (*computerized tomography [CT]*) ou d'un rayon X du crâne (2).

1.2. Fardeau des traumatismes craniocérébraux

En 2007 au Canada, on estimait à 11,4 et 600 cas par 100 000 personnes-années l'incidence de TCC sévères et légers respectivement (4). Toujours au Canada, on a observé que 16 811 hospitalisations étaient dues à un TCC en 2003-2004, ce qui représente 9% de l'ensemble des admissions hospitalières pour un traumatisme. Durant la même période de temps, 1368 décès ont eu lieu à l'hôpital à la suite d'un TCC, ce qui représente 8% des admissions pour les victimes de TCC, 20% des décès à la suite d'un traumatisme et constitue une proportion de mortalité 2 fois plus élevée que les traumatismes en général. La mortalité à l'hôpital variait considérablement en fonction du groupe d'âge et du sexe, les personnes âgées (≥ 60) et les hommes représentant respectivement 59% et 68% du total de décès (34). Ces résultats suggèrent qu'il peut être pertinent d'évaluer la DDS chez les patients ayant subi un TCC en stratifiant les analyses selon l'âge.

Une étude en Nouvelle-Zélande a estimé une incidence de 749 cas par 100 000 personnes-années pour les TCC légers et de 41 cas par 100 000a⁻¹ pour les TCC sévères (35). De manière générale, on estime que la prévalence de TCC mondiale se situe entre 2,5 et 6,9 millions de personnes (3). Les niveaux de sévérité légers, modérés et sévères représentent 90%, 5% et 3-5% des TCC et ont des proportions de mortalité de < 1%, 2-5% et 20-50% respectivement (2). Une étude en Irlande a par exemple observé une mortalité de 37% qui s'avère significativement plus élevée pour les TCC sévères (54%) que pour les TCC modérés (15%) (36).

Les TCC entraînent également plusieurs conséquences sur le plan des morbidités. Ces individus peuvent avoir de sérieuses limitations physiques qui rendent difficiles les tâches quotidiennes durant plusieurs mois après l'incident, mais l'on a montré que ces limitations physiques peuvent faire l'objet d'une bonne amélioration après 6 mois (37, 38). Cependant, chez les cas de TCC sévères, les fonctions exécutives et motrices sont souvent réduites 12 mois après la blessure (39) et une étude a mis en évidence que les personnes ayant subi un TCC ont un taux de mortalité 1,48 fois celui de la population générale 10 ans après la blessure (40). D'autres études ont mis de l'avant une relation entre les TCC et la survenue d'anxiété (21) ou de problèmes de dépression majeure. Par exemple, une étude de cohorte a observé qu'environ la moitié (53,1%) des patients d'une cohorte de 559 personnes

remplissaient les critères pour une dépression majeure durant la première année après un TCC (41), tandis qu'une étude rétrospective a montré que certains problèmes psychiatriques (anxiété et dépression) étaient observables jusqu'à 5,5 ans après la blessure (42). Étant donné que certaines limitations sur les plans communicationnels, cognitifs et émotionnels sont persistantes (38), la qualité de vie de ces patients est souvent affectée à long terme, y compris chez les patients ayant subi un TCC léger (26). À cet égard, une étude a montré qu'après trois ans, les facteurs influençant le plus la qualité de vie des patients étaient les troubles cognitifs, les troubles comportementaux et la dépendance dans les activités quotidiennes (43).

Le fardeau des TCC se manifeste également en ce qui concerne les coûts reliés aux soins de santé, que ce soit les coûts directs, à long terme ou reliés à des pertes de productivité. Les coûts hospitaliers des TCC varient en fonction de nombreux facteurs, notamment : la sévérité, le type de blessure et le mécanisme de la blessure (7). Pour l'année fiscale 2000-2001, l'Agence de santé publique du Canada estimait le total des coûts directs associés aux TCC à 151,7 millions de dollars : 150,7M\$ pour les soins hospitaliers, 0,3M\$ pour les soins dispensés par les médecins et 0,7M\$ pour la médication (les coûts indirects n'étaient pas connus) (4). Entre 2004 et 2007 en Ontario, on a estimé des coûts médicaux reliés aux TCC de 120,7M\$ et des coûts directs moyens de 32 132\$ par patient durant la première année (44). Dans une étude populationnelle basée dans le comté d'Olmsted aux États-Unis, on a relevé que les coûts augmentaient durant les 6 premières années et étaient plus élevés chez les cas de TCC que chez les patients admis pour d'autres causes (appariés selon l'âge, le sexe et l'année) (6). Une autre étude concernant les coûts à long terme a montré qu'après 3 ans, les coûts pour le groupe de TCC modérés et sévères étaient 5,75 fois les coûts du groupe contrôle (5). Par ailleurs, une étude en Finlande a rapporté que la médiane de perte de production due à une retraite anticipée était estimée à 1,19 million d'euros (moyenne : 1,15M\$) (45), tandis qu'en l'an 2000 aux États-Unis les coûts reliés aux TCC pour les pertes en termes de production étaient estimés à 51,2G\$ (46).

1.3. Utilisation des ressources et durée de séjour

Des informations sur l'utilisation des ressources hospitalières peuvent permettre d'identifier les facteurs sur lesquels orienter les efforts pour optimiser la qualité des soins. Les coûts des soins en traumatologie au niveau du patient sont cependant souvent indisponibles dans les systèmes de santé publics. À cet égard, la DDS est souvent utilisée comme un proxy de l'utilisation des ressources (47), mais elle peut également être étudiée comme un événement en soi. La DDS a l'avantage d'être facile à mesurer et peut entraîner des mesures concrètes en ce qui concerne l'amélioration de la qualité et de l'efficacité des soins (48). Dans les systèmes hospitaliers où l'espace ou le personnel est limité, une réduction de la DDS est importante, puisqu'elle signifie une réduction globale de l'utilisation des ressources, libérant ces ressources pour d'autres patients (49). Une diminution de la DDS peut alors permettre d'éviter ou de diminuer les complications reliées au séjour hospitalier, notamment les infections nosocomiales et le déconditionnement physique qu'entraîne un long séjour en soins aigus et qui peut mener à des pertes importantes de masse musculaire, en particulier au niveau des muscles squelettiques (56, 57).

Plusieurs études menées aux États-Unis ont permis de relever que des interventions ciblant l'amélioration de la qualité des soins mènent à une réduction de la DDS (20, 49, 58). Une étude d'archives rétrospective prétest/post-test menée sur une population de patients âgés (≥ 65 ans) admis dans un centre de traumatologie de niveau I s'est intéressée à l'influence de l'implantation de quatre protocoles sur la DDS (*ventilator-associated pneumonia, rib fracture, massive blood transfusion & anticoagulation protocols*). Une difficulté de l'étude est qu'en implantant tous les protocoles en même temps, il ne fut pas possible d'estimer l'effet individuel de chacun d'eux. Cependant, de manière globale, il y a eu une diminution significative (32%) de la DDS hospitalière ($p < 0,01$), mais pas de la DDS en soins intensifs (59). Une autre étude, menée au *Charleston Area Medical Center* entre 1999 et 2006, a montré que l'ajout d'infirmières praticiennes à l'équipe de traumatologie permet d'améliorer la planification de la fin de séjour et de réduire la DDS (60). Dans une étude réalisée au *St. Anthony Central Hospital* à Denver, trois groupes de soins en traumatologie ont été comparés afin d'estimer l'influence des effectifs sur la

mortalité et la DDS : lorsque les soins traumatologiques étaient couverts par des résidents et des médecins traitants, lors de la création d'un groupe de base avec des chirurgiens, puis lors de l'addition d'aides-médecins à ce groupe. Comparé au premier groupe, le second a vu sa proportion de mortalité (3,12% contre 3,82%, $p < 0,005$) et sa médiane de DDS en soins intensifs diminuer (3,03 contre 3,40 jours, $p < 0,006$). L'ajout d'aides-médecins au groupe 2 a mené à une diminution de la proportion de mortalité (2,80% contre 3,76%, $p < 0,05$) et de la médiane de DDS hospitalière (4,32 contre 4,69, $p < 0,05$) (61). Finalement, fondée sur le constat que les délires prédisent une augmentation de la mortalité chez les patients en soins intensifs sous ventilation mécanique, une étude rétrospective menée à la *Surgical Intensive Case Unit* de l'hôpital universitaire de Cincinnati en Ohio s'est intéressée à l'influence d'un *analgesia-delirium-sedation protocol* (ADSp), développé par un groupe multidisciplinaire, sur la DDS et les jours sous ventilation mécanique. Considéré en intention de traiter et comparé au groupe contrôle, le groupe ADSp a vu une diminution du nombre de jours sous ventilation mécanique (1,2 contre 3,2, $p = 0,027$), de la DDS hospitalière (12 jours contre 18, $p = 0,036$), mais la DDS en soins intensifs n'a pas diminué de façon significative (4,1 contre 5,9, $p = 0,21$) (62).

En plus d'être souvent associées à une augmentation de la qualité et de l'efficacité des soins, les réductions de la DDS peuvent mener à d'importantes économies en termes de coûts (63, 64). En analysant les données d'une étude prospective antérieure (*Medical Consequences of Car Crashes*), une étude s'est intéressée à la DDS et aux coûts hospitaliers. La variable individuelle identifiée comme étant celle qui détermine le mieux les coûts et la DDS est la survie ($r^2 = 0,802$, $p < 0,0001$) tandis que la variable qui explique plus de 80% de la variabilité dans les coûts est la DDS ($r^2 = 0,805$, $p < 0,0001$) (65). Une des difficultés pour évaluer la qualité des soins à partir de la DDS consiste à reconnaître à partir de quand l'excès de temps passé à l'hôpital constitue un indicateur d'un problème relié à la qualité des soins. Or, pour déterminer un niveau approprié de DDS excessive, il n'y a présentement aucune mesure étalon (48). L'utilisation de la DDS peut également donner la fausse impression d'une uniformité entre les jours passés à l'hôpital et l'utilisation des ressources, indépendamment du type de soins. Des études ont montré que les coûts en soins intensifs peuvent être jusqu'à sept fois plus élevés que ceux à l'étage général, tandis que les

coûts à l'unité des soins intermédiaires peuvent l'être jusqu'à cinq fois (66, 67). Dans ces conditions, il paraît crucial de décrire la DDS en tenant compte du niveau de soins fournis aux patients (unité de soins intensifs, unité de soins intermédiaires et étage général). Ces précisions apportées, notons que certaines études ont toutefois tenté d'identifier un étalon de mesure en ce qui a trait aux coûts. Par exemple, une étude réalisée aux États-Unis au moyen d'un registre des traumatismes d'un centre de traumatologie de niveau 1 entre 2003 et 2008 a observé que l'essentiel du profit était réalisé pour les patients avec une DDS < 11 jours (68). Ces seuils de séjour « appropriés » ne tiennent cependant pas compte de l'état du patient, ce qui est de prime importance dans une perspective d'amélioration de la qualité des soins.

1.4. La durée de séjour lors d'une admission pour un traumatisme craniocérébral

À l'instar de la DDS pour les traumatismes en général, peu d'information existe ou est disponible en ce qui concerne les coûts des services de santé ou l'utilisation des ressources pour les TCC dans les systèmes de santé universels (69). Plusieurs études ont néanmoins montré que des interventions au niveau de la qualité des soins pour les patients admis pour un TCC menaient à une réduction de la DDS (2, 22) ou des coûts hospitaliers (70). La DDS constitue donc une mesure pertinente pour les patients victimes d'un TCC et elle peut faire l'objet d'interventions visant la qualité des soins. Par exemple, un essai clinique randomisé à double insu mené à Ispahan en Iran entre 2003 et 2004 sur 80 patients ayant subi un TCC (40 modérés [GCS 9-12] et 40 sévères [GCS 5-8]) a comparé l'effet de la prise de méthylphénidate (groupe de traitement) sur la DDS à l'unité de soins intensifs et la DDS hospitalière avec un placebo (groupe contrôle). Chez les TCC sévères, le méthylphénidate a été associé à une diminution de 23% de la DDS ($p = 0,06$ pour les soins intensifs, $p = 0,029$ pour la DDS hospitalière), tandis que chez les TCC modérés il n'y a eu qu'une diminution de la DDS à l'unité de soins intensifs (26%, $p = 0,05$) (20). À partir du *Brain Trauma Foundation guidelines*, une équipe multidisciplinaire en neurotraumatisme aux États-Unis a développé un ensemble de standards adapté à leur institution médicale afin de déterminer si la gestion des patients avec un TCC sévère permettait une diminution de la mortalité, de la DDS, des coûts et des handicaps. Sur les 7003 patients ayant subi un TCC

contondant entre 1991 et 2000, 830 correspondaient aux critères d'inclusion (survie > 48 heures, $2 < AIS$ de la tête < 6, $GCS \leq 8$, > 14 ans, traumatisme contondant à la tête). La conformité au protocole était de 50% et 88% entre 1995-96 et 1997-2000 respectivement. Les patients ont donc été comparés en trois groupes : avant le protocole (n=219), durant la faible conformité (n=188) et durant la haute conformité (n=423). La DDS moyenne était de 8,5 jours, avec une médiane de 6 jours et une étendue de 1-62 jours. Entre 1991-94 et 1997-2000, la DDS à l'unité de soins intensifs et la DDS hospitalière ont diminué de 1,9 (7,9 contre 9,8, $p=0,021$) et 5,4 jours (15,8 contre 21,2, $p < 0,001$) respectivement. La réduction des coûts (en dollar de 1997) par patient pour la diminution de la DDS était de 6577\$ et 8266\$ en 1995-96 et 1997-2000, ce qui représente une réduction totale de 4,7M\$ en 6 ans (ce qui exclut les frais de diagnostics, les frais du personnel et les facturations des médecins) (22). Avant de planifier des interventions visant l'amélioration de la qualité et de l'efficacité des soins dans le système de traumatologie intégré du Québec, il importe d'identifier les facteurs qui sont associés à la DDS dans la littérature pertinente puis de reconnaître ceux qui expliquent également la DDS dans notre système de soins.

1.5. Déterminants de la durée de séjour ayant subi un traumatisme craniocérébral

La littérature décrivant la DDS chez les patients ayant subi un TCC est plus modeste que celle concernant les traumatismes en général et la DDS y est souvent traitée comme une variable d'analyses secondaires plutôt que comme l'issue principale dont on tente de reconnaître les déterminants. Plusieurs variables sont associées à la DDS dans la littérature des traumatismes en général, notamment le délai chirurgical (71), les chirurgies non orthopédiques majeures, la transfusion sanguine (72), l'*ISS* (73), l'âge, les comorbidités (73), le mécanisme de la blessure, l'*AIS*, les conditions préexistantes, les transferts d'une institution à l'autre (48), la pression sanguine systolique et diastolique (47), le genre, l'*AIS* maximum, la partie du corps la plus sévèrement blessée, le *GCS*, la fréquence respiratoire, le statut d'assurance, la destination au départ des soins aigus, le nombre d'admissions dans les 12 mois précédant l'admission index, l'année de l'admission index, la chirurgie, l'admission à l'unité des soins intensifs, la ventilation mécanique, le statut de transfert et le niveau de désignation du centre de traumatologie index (17). Contrairement aux études sur

les traumatismes en général, aucune étude qui tente de déterminer spécifiquement les composants et déterminants dans le cas des TCC n'a été trouvée. Quelques facteurs associés à la DDS ont néanmoins été identifiés : l'âge, un délai dans la nutrition parentérale, la ventilation mécanique ($r^2= 0,745$, $p = 0,05$) (18), l'ISS, le GCS, le score de Rotterdam (74), le genre, la sévérité de la blessure, le statut de santé avant la blessure (40) et les patients sous surveillance d'hypertension intracrânienne (75). Dans une étude d'observation prospective menée aux États-Unis entre 1995 et 1998 et visant à évaluer l'issue des patients souffrant d'un TCC modéré, la DDS à l'unité des soins intensifs et la DDS hospitalière étaient 9,1 et 15,8 jours respectivement (18). Une étude menée aux États-Unis, basée sur une large base de données géographiques et concernant plusieurs hôpitaux, visait à évaluer l'issue et les coûts des soins aigus chez les patients de 16 ans et plus hospitalisés pour un TCC entre 1997 et 1999 ($n=8717$). Elle a observé une DDS allant de 6,7 à 17,5 jours pour les TCC modérés (AIS = 2) et critiques (AIS = 5) respectivement (7). Ces résultats suggèrent qu'il est non seulement important de considérer la DDS en fonction du niveau de soins et de l'âge des patients, mais également en fonction de la sévérité du TCC.

Chapitre II. Objectifs

2.1. Objectifs

L'objectif principal de cette étude de cohorte rétrospective est de décrire la durée de séjour (DDS) en soins aigus, ses composants et ses déterminants, pour les patients adultes (≥ 16 ans) admis pour un traumatisme craniocérébral (TCC). Les objectifs spécifiques sont :

2.1.1. Décrire la DDS en soins aigus à la suite d'un TCC en considérant toutes les hospitalisations consécutives liées à la même blessure.

2.1.2. Décrire la DDS en fonction du niveau de soins fourni (unité de soins intensifs, unité de soins intermédiaires et étage général).

2.1.3. Comparer la DDS observée lors d'admissions pour TCC avec la DDS attendue en fonction de l'âge, du sexe et de l'année correspondante des admissions provinciales générales.

2.1.4. Identifier les déterminants de la DDS parmi les caractéristiques des patients et les traitements.

Chapitre III. Méthodologie

Étant donné qu'il s'agit d'un mémoire avec insertion d'articles, plusieurs éléments de la méthodologie sont contenus dans la section « *Methods* » de l'article (Chapitre IV). Afin d'éviter des redondances, l'objectif du présent chapitre est seulement d'apporter des informations complémentaires sur les méthodes statistiques utilisées pour chacun des objectifs et en particulier en ce qui concerne les modèles de régression multiniveaux, le f^2 de Cohen et l'imputation multiple.

3.1. Population d'étude

Cette étude a pour devis une cohorte multicentrique rétrospective avec des données collectées prospectivement. Elle est réalisée sur la base du système de traumatologie de la province du Québec. Après que le gouvernement du Québec ait considéré les soins traumatologiques comme une priorité en 1990, un système de traumatologie constitué de 4 centres de traumatologie de niveau I a été officiellement implanté en 1993 (3 centres à Montréal, 1 à Québec), suivi par la désignation de centres de niveaux II et III en 1995 (76). Ce système a fait diminuer la proportion d'incidence de mortalité de 51,8% à 8,6% depuis son implantation (voir annexe 3). La désignation du niveau de ces centres prend pour référence les critères de l'*American College of Surgeons* et elle est révisée périodiquement à la suite de visites sur les sites (77). Le système comprend des soins allant des soins décentralisés de niveau tertiaire (centres de traumatologie urbains) aux soins de niveau primaire (hôpitaux communautaires ruraux) et compte désormais 59 centres désignés de traumatologie (28 primaires, 22 secondaires et 4 secondaires régionaux, 2 pédiatriques et 3 tertiaires) répartis dans les différentes régions de la province. Des protocoles préhospitaliers standardisés assurent que les patients ayant subi un traumatisme majeur sont emmenés dans les centres désignés et des accords régulent les transferts entre ces hôpitaux. La population d'étude comprend tous les patients admis pour un TCC qui correspondent aux critères d'éligibilité, tandis que la population cible est représentée par l'ensemble des patients admis dans un centre de traumatologie dans un système de santé universel, c'est-à-dire un système qui repose sur le principe de l'universalité des soins. L'événement attendu étant la DDS, les

patients sont suivis jusqu'à leur sortie de l'hôpital : retour à la maison, réadaptation, soins de longue durée ou autre centre de soins aigus.

3.2. Critères d'éligibilité

Critères d'inclusion du RTQ :

- tous les décès admis ou inscrits ;
- tous les patients admis pour trois jours et plus ;
- toutes les admissions à l'unité des soins intensifs ;
- tous les patients admis qui ont été transférés d'un autre centre de soins aigus.

Critères d'inclusion spécifiques à notre étude :

- être âgé de 16 ans et plus ;
- avoir été admis pour un TCC, lequel est défini par consensus à partir des codes AIS suivant : (115999.9; 115099.9; 113000.6; 116002.3; 116004.5), (120202.5 à 122899.3), (130202.2 à 132699.2), (140202.5 à 140799.3), ou (150200.3 à 150408.4).

Critères d'exclusion :

- les patients décédés ;
- les deux centres de traumatologie pédiatriques.

3.3. Collecte des données

Les données utilisées pour cette étude proviennent de la banque de données ministérielles du système d'information du Registre des traumatismes du Québec (BDM-SIRTQ) jumelé avec la base de données pour la maintenance et l'exploitation des données pour l'étude de la clientèle hospitalière (MED-ÉCHO) entre 2007 et 2012 parmi les 57 centres de traumatologie adulte du système de traumatologie du Québec. La banque de données MED-ÉCHO contient les informations relatives aux séjours hospitaliers, aux

diagnostics, aux services, aux soins intensifs et aux interventions (voir annexe 1). Le jumelage des deux bases de données, à partir d'une variable d'identification commune (le numéro d'assurance maladie), permet d'identifier les hospitalisations consécutives à une même blessure précédant ou suivant l'admission index. L'entrée d'un patient dans la BDM-SIRTQ est obligatoire en fonction des critères d'inclusion précédemment spécifiés. Environ 80% des patients sont admis par l'urgence et 20% sont admis directement (transferts) et tous ces patients sont inclus dans le registre. Les données du registre sont extraites des fichiers des patients par des archivistes médicaux qui utilisent des protocoles de codage standardisés (17). Le dossier du patient dans le registre est d'abord initialisé par la secrétaire lors de l'entrée à l'hôpital, puis les informations additionnelles durant le séjour et lors du départ sont inscrites au fur et à mesure par un archiviste médical. Le registre contient des renseignements sur l'individu et l'événement traumatique (par exemple âge, sexe, date, cause de l'hospitalisation, lieu, données géographiques, mode de transport, etc.), sur le séjour hospitalier (lieu et DDS, provenance et destination de l'individu), sur le service d'admission, sur l'unité de soins, sur les traitements (par exemple les actes chirurgicaux) et sur les blessures (par exemple type de blessure, indices de sévérité, code *AIS*) (78) (voir annexe 2). La BDM-SIRTQ est centralisée par le Ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec et est sujette à des contrôles de données routiniers (79). La qualité des données est assurée par la supervision d'un coordinateur des données, par une formation annuelle continue, par un forum électronique pour les interrogations concernant le codage et par trois rencontres annuelles avec des décideurs (17). Les blessures anatomiques sont codées avec l'*AIS* en fonction des recommandations publiées par l'*AAAM* (80) et depuis le 1^{er} avril 2006, de nouvelles classifications sont en vigueur pour les codes de diagnostics (CIM-10-CA) et les codes d'intervention.

3.4. Analyses statistiques

Les analyses statistiques sont toutes effectuées avec le logiciel *Statistical Analysis System* (SAS Institute, Cary, NC, version 9.3). Le seuil de signification statistique est fixé à 5% (bilatéral). La variable dépendante principale de notre étude est la DDS de l'hôpital index (DDS index), défini comme l'hôpital avec le plus haut niveau de désignation où le patient a reçu ses soins principaux. La DDS est considérée comme une variable continue et

calculée comme le nombre de jours entre l'admission et la sortie de l'hôpital index. Étant donné la distribution asymétrique à droite de la DDS, celle-ci est décrite et modélisée en utilisant une transformation avec la fonction logarithme népérien puis présentée sous la forme de moyennes géométriques. En raison de la distribution log-normale de la variable DDS, les moyennes géométriques constituent une bonne estimation de la médiane. Nous utilisons un modèle de régression log-linéaire pour modéliser les moyennes géométriques en fonction des variables indépendantes. Comme tout modèle, la régression log-linéaire possède quelques postulats devant être respectés : la linéarité, l'absence de colinéarité, l'homoscédasticité, la normalité et l'indépendance. La linéarité et l'homoscédasticité de la régression log-linéaire sont vérifiées à l'aide d'analyses sur les résidus. Les variables indépendantes nominales, catégorielles et continues qui n'ont pas une association linéaire avec la variable dépendante sont catégorisées et modélisées à l'aide de variables indicatrices avec des seuils basées sur la littérature pertinente. La question de l'indépendance des observations est considérée par le biais de modèles multiniveaux (voir section 3.4.4.1.). Notons par ailleurs que notre modèle ne tient pas compte des observations répétées sur un même individu, par exemple lorsqu'un patient est admis plus d'une fois pour un TCC durant la période d'observation, étant donné que ces individus représentent moins de 5% de notre population d'étude.

3.4.1. Premier objectif

Les deux variables d'intérêt du premier objectif sont la DDS index et la DDS totale. Celle-ci est calculée en additionnant la DDS index et les séjours consécutifs précédant et suivant le séjour index. Nous comparons d'abord les moyennes géométriques des DDS index et totale, puis nous refaisons les calculs en stratifiant en fonction de l'âge (< 65 ans ; ≥ 65 ans) et de la sévérité physiologique du TCC avec le *GCS* (mineur : 13-15 ; modéré : 9-12 ; majeur : 3-8). Afin de déterminer si les différences entre les DDS index et totale sont statistiquement significatives pour chacune des strates, nous effectuons des tests de Student appariés.

3.4.2. Deuxième objectif

La variable d'intérêt du deuxième objectif est la proportion de la DDS calculée en fonction du niveau de soins reçu par le patient (unité des soins intensifs, unité des soins intermédiaires, étage général). Considérant ces trois unités comme les trois parties constituant exhaustivement la DDS index, nous calculons la proportion du séjour index passée dans chacune de ces unités. Nous refaisons ensuite les calculs de proportions en stratifiant en fonction de l'âge et de la sévérité physiologique de la blessure.

3.4.3. Troisième objectif

La variable d'intérêt du troisième objectif est la DDS attendue. Celle-ci est basée sur les moyennes de séjour pour les admissions provinciales générales ayant une DDS de ≥ 3 jours. Nous comparons la DDS observée dans notre étude à la DDS attendue (à l'index et à l'unité des soins intensifs) en appariant les patients selon l'âge, le sexe et l'année d'admission puis nous calculons des différences de moyennes géométriques avec un intervalle de confiance à 95%.

3.4.4. Quatrième objectif

Le dernier objectif consiste à identifier les variables qui expliquent la durée de séjour. Nous calculons des rapports de moyennes géométriques pour la DDS index et la DDS à l'unité des soins intensifs pour chacune des variables identifiées dans la littérature et par le comité d'experts (constitué d'un épidémiologiste, un médecin conseil à l'INESSS, un urgentologue, un intensiviste et un neurochirurgien). Deux modèles de régression log-linéaire multiniveaux avec un intercepte aléatoire sur le centre sont utilisés. Le premier modèle comprend toutes les variables concernant les caractéristiques du patient : âge, sexe, nombre de comorbidités, mécanisme de la blessure, *GCS*, maximum *AIS* à la tête, maximum *AIS* des blessures concomitantes, pression artérielle systolique, rythme respiratoire et le nombre d'admissions dans les 12 mois précédant la blessure. Le second modèle est ajusté pour les caractéristiques des patients et comprend également les variables relatives aux traitements et aux hôpitaux : niveau d'assurance, année de l'admission, chirurgie, ventilation mécanique, transfert, lieu de destination à la sortie de l'hôpital et niveau de désignation du centre de traumatologie.

3.4.4.1. Effet de grappe des hôpitaux

Il y a 57 centres de traumatologie dans notre étude et il est vraisemblable qu'un hôpital ait un effet spécifique sur les patients, de telle sorte que les patients traités dans un même hôpital se ressemblent davantage entre eux qu'avec ceux traités dans un autre hôpital. Plus précisément, la DDS des patients traités dans un même centre (c'est-à-dire les patients qui sont regroupés dans un même sous-groupe d'un niveau de la hiérarchie) est vraisemblablement corrélée en raison de l'effet de l'hôpital sur le séjour des patients, ce qui constitue une violation du postulat d'indépendance (81). Une façon de tenir compte de cet effet de grappe (*cluster effect*) des différents hôpitaux est d'utiliser un modèle de régression linéaire multiniveaux. Ce type de modèle se caractérise par le fait que la réponse moyenne est modélisée comme une combinaison (un mixte entre) des effets fixes (*fixed effects*) et des effets aléatoires (*random effects*). Les effets fixes sont les caractéristiques de la population, β , à savoir les variables susmentionnées (section 3.4.4.), dont on suppose qu'elles sont partagées par tous les patients. L'effet aléatoire (la variable additionnelle « hôpital » servant à distinguer les 57 centres) correspond à l'intercepte (82). Le fait d'assigner un intercepte aléatoire permet de solutionner le problème de non-indépendance des observations en permettant à la DDS moyenne de base (intercepte) de varier selon l'hôpital.

3.4.4.2. Mesure de l'importance relative des déterminants

L'importance relative des déterminants qui permettent d'expliquer la DDS index et la DDS à l'unité des soins intensifs est évaluée avec le f^2 de Cohen. Il s'agit d'une mesure de taille d'effet local (*local effect size*) qui peut être traitée comme un paramètre prenant la valeur zéro lorsque l'hypothèse nulle est vraie (« il n'y a pas d'association entre la variable dépendante et la (les) variable(s) indépendante(s) ») et une valeur plus grande que zéro lorsque l'hypothèse nulle est fautive. Plus généralement, cet indice de taille correspond à la proportion de variance expliquée de la variable dépendante dont la variable indépendante rend compte, tout comme le R^2 . À titre d'exemple, dans le cas du f^2 , on parle d'un petit effet lorsque la variable indépendante explique 2% de la variance expliquée de la variable dépendante ; un effet moyen correspond à 15% et un grand effet correspond à 35% (83). Le f^2 de Cohen a été choisi, car il s'agit d'une mesure d'effet local adéquate lors de l'utilisation d'un modèle de régression multiniveaux avec une variable dépendante continue (DDS). Les

postulats de la distribution F sont robustes, c'est-à-dire qu'une déviation modérée de ces postulats aura peu d'effet sur la validité du test statistique ou de puissance dans les cas où (83) :

- les variables indépendantes sont fixes ;
- pour chaque combinaison de valeurs des variables indépendantes, les observations sont considérées être indépendantes, normalement distribuées et constantes en termes de variance entre ces combinaisons (homoscédasticité).

Bien que nos variables indépendantes soient fixes, nous avons vu que la question de leur indépendance est considérée en tenant compte de l'effet de grappe des hôpitaux en utilisant un intercepte aléatoire avec un modèle de régression linéaire multiniveaux. Nous nous sommes référés à un article qui propose un guide pour l'utilisation de la procédure PROC MIXED avec le logiciel SAS afin d'obtenir les f^2 de Cohen dans le cas de modèles multiniveaux (84).

3.4.4.3. Traitement des données manquantes

Avec le logiciel SAS, les procédures pour réaliser des régressions suppriment automatiquement toutes les observations qui ont des valeurs manquantes. Or, 18%, 17% et 5% de nos observations avaient des données manquantes pour les données physiologiques que sont le rythme respiratoire, le *GCS* et la tension artérielle systolique, respectivement. Retirer ces observations entraînerait une perte de puissance statistique ainsi qu'un potentiel biais de sélection (voir section 5.1.1.). L'imputation multiple constitue une technique permettant de résoudre le problème des données manquantes en simulant celles-ci avec des valeurs plausibles. Telle que développée par Rubin (85), l'imputation multiple est souvent appliqué avec une méthode de Monte Carlo, c'est-à-dire une méthode algorithmique dans laquelle les valeurs numériques manquantes sont remplacées par $m > 1$ valeurs simulées en utilisant des procédés aléatoires (probabilistes) (86), où m est déterminé en fonction de la proportion de données manquantes (87). L'utilisation de l'imputation multiple pour les données physiologiques a été validée au moyen de simulations pour la *National Trauma Data Bank* (88, 89) ainsi que pour RTQ (90). Nous nous sommes également référés à un

guide détaillé concernant les procédures PROC MI et PROC MIANALYZE afin de réaliser de l'imputation multiple avec le logiciel SAS (91). De façon générale, l'imputation multiple fait intervenir trois phases distinctes :

- à l'aide de la procédure PROC MI, les données manquantes sont simulées m fois afin de générer m ensembles complets de données ;
- les m ensembles complets de données sont analysés par des procédures standards (ici PROC MIXED pour l'obtention des rapports de moyennes géométriques et des f^2 de Cohen) ;
- les résultats des m ensembles complets de données sont combinés avec la procédure PROC MIANALYZE, ce qui permet de tenir compte de la variance entre-imputation (*between-imputation variance* ; c'est-à-dire la variance entre les m ensembles complets de données) et de la variance intra-imputation (*within-imputation variance* ; c'est-à-dire la variance inhérente à chacun des ensembles isolés).

Il importe de noter que la procédure SAS permettant de réaliser l'imputation multiple (PROC MI) suppose que les données sont manquantes de façon aléatoire (*missing at random*), c'est-à-dire que la probabilité qu'une observation ait une valeur manquante peut dépendre des informations contenues dans le modèle, mais ne doit pas dépendre d'informations manquantes. Autrement dit, il ne doit pas y avoir un facteur expliquant le fait que les données soient manquantes qui n'est pas connu (ou contenu) dans le modèle d'imputation. Une autre façon de présenter le problème est de déterminer la cause des données manquantes et de reconnaître si elle est prise en considération par le modèle d'imputation. Normalement, les signes vitaux (rythme respiratoire et tension artérielle systolique) et le *GCS* sont mesurés et suivis de façon systématique chez les patients admis pour un TCC. Ces mesures peuvent ne pas être prises chez les patients âgés avec un TCC léger et sur les patients qui sont intubés ou sous sédation lors de leur arrivée à l'hôpital. Nous estimons que les informations complémentaires sur le patient (âge, mécanisme de la blessure, sévérité anatomique, régions du corps blessé) et sur ses traitements (chirurgie, ventilation mécanique) dans le registre des traumatismes permettent de bien expliquer le mécanisme des données manquantes. L'idée de l'imputation multiple n'est pas de créer de

l'information, mais de représenter l'information observée afin de l'utiliser de façon valide. À ce titre, le modèle d'imputation doit contenir au moins autant d'information que le modèle de régression utilisant les données simulées. Dans la mesure où notre modèle contient toutes les variables (dépendante et indépendantes) des modèles d'analyses et que ces variables (les caractéristiques des patients ainsi que les variables relatives aux traitements) peuvent rendre compte des données manquantes, nous sommes justifiés de penser que le critère est satisfait.

3.5. Aspect éthique

La présente étude fait partie d'un projet général avec Mme Lynne Moore qui a été approuvé par le Comité d'éthique de la recherche du CHU de l'Université Laval (CÉRUL) et identifié par le sigle PEJ-598 (SIRUL 97572). Par ailleurs, les bases de données du Registre des traumatismes du Québec sont jumelées avec MED-ÉCHO et anonymisées au Ministère de la Santé avant qu'elles ne soient en notre possession. Ces données sont accessibles à l'Hôpital de l'Enfant-Jésus et sécurisées par un système de verrouillage informatique. Les informations sur les patients et les hôpitaux sont dissimulées de telle sorte que la confidentialité soit respectée.

Chapitre IV. Hospital length of stay following admission for traumatic brain injury in a Canadian integrated trauma system: a retrospective multicenter cohort study

Pier-Alexandre Tardif, MA MSc Candidate,^{1,2} Lynne Moore, PhD,^{1,2} Amélie Boutin, PhD Candidate,^{1,2} Philippe Dufresne, MSc Candidate,^{1,2} Madiba Omar, MSc Candidate,^{1,2} Gilles Bourgeois, MD,³ Paule Lessard Bonaventure, MD, MSc Candidate,^{1,4} Brice L. Batomen Kuimi, MSc,¹ Alexis F. Turgeon, MD MSc FRCPC^{1,5}

¹ CHU de Québec – Université Laval Research Center, Population Health and Optimal Health Practices Research Unit, Trauma – Emergency – Critical Care Medicine, Université Laval, Québec (QC), Canada; ² Department of Social and Preventative Medicine, Université Laval, Québec (QC), Canada; ³ Institut national d'excellence en santé et en services sociaux, Montréal, Québec, Canada; ⁴ Department of neurological sciences, Division of Neurosurgery, Université Laval, Québec (QC), Canada; ⁵ Department of Anesthesiology, Division of Critical Care Medicine, Université Laval, Québec (QC), Canada;

Corresponding author and address for reprints:

Pier-Alexandre Tardif
CHU de Québec – Université Laval Research Center (Hôpital de l'Enfant-Jésus)
Population Health and Optimal Health Practices Research Unit, Trauma – Emergency – Critical Care Medicine
1401, 18^{ème} rue, local H-012a, Québec (Qc), G1J 1Z4, Canada
Phone: 418-649-0252 ext. 3366
Fax: 418-649-5733
Email: pier-alexandre.tardif.1@ulaval.ca

Disclosure: Canadian Institutes of Health Research: young investigator award (LM) and research grant (LM; #110996); Fonds de la recherche du Québec — Santé: young investigator award (LM). The authors declare no financial interest.

This study was presented at the Trauma Association of Canada meeting in Calgary, AL, Canada on April 9 – 10, 2015 and at the Canadian Society for Epidemiology and Biostatistics conference on June 1 – 4, 2015.

Abstract

Objective: TBI is the leading cause of disability in children and young adults, it represents 50% of injury fatalities and costs 12.7 billion yearly in Canada. Unnecessary hospital days represent 20% of acute care stays in the US and stakeholders have expressed the urgent need to obtain information on resource use for TBI in order to improve the quality and efficiency of acute care in this patient population. We aimed to (i) describe LOS following TBI over all consecutive hospitalizations related to the injury; (ii) describe LOS according to the level of care provided; (iii) compare observed to expected LOS according to general provincial admissions, and (iv) identify determinants of LOS.

Design: Retrospective multicenter cohort study of prospectively collected data on patient admissions.

Setting: Inclusive Canadian provincial trauma system.

Patients: 11,199 patients aged 16 and older admitted for a TBI to any provincial trauma center between 2007 and 2012.

Interventions: None.

Measurements and Main Results: Data were extracted from the Québec trauma registry and linked to hospital discharge database to obtain information on all consecutive stays for the same injury. Index LOS (admission to the hospital with the highest designation level) was compared to total LOS using a paired t-test. Expected LOS was calculated by matching TBI admissions to general hospital admissions by age, gender, and year of admission. LOS determinants were identified using multilevel linear regression.

Geometric mean of total LOS (12.6 days [95% CI: 12.3-12.8]) was 1 day longer than geometric mean index LOS (11.7 days [95% CI: 11.5-11.9]; $p < 0.0001$). The proportions of index LOS spent in intensive care unit (ICU), intermediate care unit and general ward were 18.5%, 5.2%, and 76.3% respectively. Observed index and ICU LOS were respectively 4.2 days and 2.5 days longer than that expected according to general admissions. The eight most important determinants of LOS were discharge destination, severity of concomitant injuries, GCS, TBI severity, ICU mechanical ventilation, number of comorbidities, age and surgery, accounting for 80% of explained variation.

Conclusions: Acute care LOS is slightly underestimated when only index LOS is considered. TBI patients have much higher resource use than general provincial admissions and general trauma patients, with higher proportions of their stay being in the ICU. Eight variables related either to patients' characteristics or treatments explain 80% of the variation in LOS. This information can be used to develop targeted interventions to reduce LOS for TBI admissions with the goal of improving the efficiency and quality of acute care for these patients.

Key-words: acute care; determinants; intensive care; length of stay; quality of care; resource use; traumatic brain injury

Introduction

Every year in the USA, an estimated 1.5 to 2 million people incur a traumatic brain injury (TBI) [1], among whom 5,200 die and 275,000 are hospitalized [2] generating around \$9.2 billion in medical expenses [3]. In Canada, annual direct health care costs attributed to TBI are approximately 150 million dollars according to 2000 data [4], and the annual number of hospitalizations is 15,000 according to 2003 data [5].

Patient-level health care costs are generally unavailable within universal access health care systems but length of hospital stay (LOS) has been targeted as a useful proxy for resource use [6, 7]. In addition to being easily measured and interpreted, LOS is also more directly actionable than information on costs. Unnecessary hospitalization days are estimated to represent over 20% of acute care days and are associated with increased morbidity and resource use [8, 9]. Studies on trauma population have shown that quality care interventions can lead to reductions in LOS [10-17] and costs [18-23] in addition to improved patient's outcomes [24]. However, before targeted interventions can be implemented to optimize LOS specifically for TBI, we need to generate comprehensive information on the components and determinants of acute care stays in this population of patients.

The aims of this study were to (i) describe acute care LOS following TBI over all consecutive hospitalizations related to the same injury; (ii) describe LOS according to the level of care provided (intensive care unit [ICU], intermediate care unit, and general ward); (iii) compare observed LOS following TBI admission to expected LOS according to age-, sex-, and year-matched general provincial admissions, and (iv) identify determinants of LOS among patient- and treatment-related characteristics.

Methods

Study Design and Population

This multicenter, retrospective cohort study was based on the integrated trauma system of Québec, Canada. All adults (≥ 16 years) admitted for TBI who were discharged

alive between 2007 and 2012 from any of the 57 adult trauma centers in Québec and who met trauma registry inclusion criteria (death after injury, hospital stay \geq 3 days, ICU admission, or transfer-in [25]) were included in the study. TBI was identified according to the following Abbreviated Injury Scale (AIS) codes: (115999.9; 115099.9; 113000.6; 116002.3; 116004.5), (120202.5 to 122899.3), (130202.2 to 132699.2), (140202.5 to 140799.3), or (150200.3 to 150408.4).

Study Data

Data were drawn from the Québec provincial trauma registry. The Québec trauma system was instated in 1993 and designed to cover the whole provincial territory [26, 27], which comprises about 8 million inhabitants. The system currently includes 58 trauma centers: 5 level I (teaching hospitals), 4 level II, 21 level III and 28 level IV [28]. Two of the level I centers are pediatric hospitals and were thus excluded from our study. Designation levels are routinely revised with on-site visits and are based on American College of Surgeons criteria [29]. Major trauma cases are taken to designated trauma centers according to standardized pre-hospital protocols and interhospital transfers are regulated by standing agreements [30]. Contribution to the registry is mandatory for all 58 designated trauma centers for patients meeting registry inclusion criteria. The registry contains information on sociodemographic characteristics, injuries, treatments, and outcomes, extracted from patient's files by medical archivists using standardized coding protocols. It is centralized at the Quebec Ministry of Health where systematic audit and periodic validation are conducted to identify and correct aberrant data. The reliability of data is ensured by supervision of a data coordinator, yearly on-going training, an electronic forum to respond to coding inquiries, and thrice-yearly meeting with clinicians and database experts. Anatomic injury is coded with the AIS in conformity with guidelines published by the Association for the Advancement of Automotive Medicine [31].

Linkage of the Québec trauma registry to the provincial medico-administrative discharge database [32], by means of a unique health identification number, allowed us to obtain information on consecutive acute care stays for the same injury due to inter-hospital transfer in addition to the number of admissions in the 12 months before the index

admission. The index admission corresponds to the admission to the hospital with the highest designation level. Consecutive acute care stays for the same injury were identified as any admission to a short-stay hospital with a date of discharge corresponding to the index admission date (transfer-in) or a date of admission corresponding to the index discharge date (transfer-out) [33].

Potential determinants

The following potential determinants of acute care LOS were identified based on literature and consultation with the project steering committee: age, gender, number of comorbidities [34], mechanism of injury, maximum AIS of TBI and concomitant injuries, Glasgow Coma Scale (GCS), systolic blood pressure (SBP), respiratory rate (RR), number of admissions in the 12 months prior to injury, insurance status, discharge destination, year of index admission, surgery, ICU admission, use of mechanical ventilation, transfer, and level of index trauma center. With the exception of insurance status, discharge destination and ICU admission, the same determinants were considered for ICU LOS.

Outcomes

The main outcome of interest was LOS in the index hospital (index LOS), calculated as the number of days between admission and discharge. Secondary outcomes were LOS over all consecutive hospitalizations for the same injury (total LOS); LOS according to the level of hospital care (ICU, intermediate care unit, general ward); and expected LOS according to age-, sex-, and year-matched general provincial admissions.

Statistical Analyses

LOS had a right-skewed distribution and was described and modeled using a natural-log transformation. LOS is therefore presented using geometric means, which are approximately equivalent to the median [35, 36], except if otherwise specified in the text.

Mean total LOS was compared to mean index LOS using a paired t-test. Expected LOS was calculated by matching patients in our study to general provincial admissions by age, sex, and year. We included all provincial nonelective (all diagnoses) admissions with

an LOS ≥ 3 days (corresponding to trauma registry inclusion criteria) between 2007 and 2012.

To identify determinants of index and ICU LOS, we used a linear regression model with a random intercept to control for hospital clusters [37]. The association between patient and treatment-related characteristics and mean LOS was described using geometric mean ratios (GMR) with 95% confidence intervals (CI). The relative importance of variables for explaining LOS was assessed using Cohen's f^2 , a local effect size measure suitable for multilevel regression models, which represents the proportion of variation in LOS explained by an independent variable over and above all other variables [38, 39]. Cohen's f^2 were computed solely for statistically significant determinants. Furthermore, two distinct models were used to generate GMR and Cohen's f^2 : the patient-model included only patient-related characteristics; the treatment-model included all variables.

Missing physiological data are frequent in trauma registries [40]. Overall, 18%, 17%, and 5% of our observations had missing data for RR, GCS and SBP, respectively. We simulated missing data using multiple imputations [41, 42]. The Markov Chain Monte Carlo (MCMC) method was used with multiple chains to generate 18 imputed datasets. The number of imputation was based on the highest proportion of missing values [43].

We performed sensitivity analyses to evaluate the robustness of our results. First, we repeated analyses with index and ICU LOS truncated at 90 and 40 days, respectively [33, 44-46] in order to reduce the impact of outliers. We also repeated the analyses including non-survivors, i.e. patients meeting other inclusion criteria except live status at discharge, by simulating their LOS using multiple imputation [47-49]. Multiple imputation models (for patients and treatment-related characteristics) included all dependent and independent variables used in the respective regression analyses. Finally, we assessed the association between potential determinants and LOS by restricting analyses to patients with complete physiological data.

Statistical tests were two-sided with statistical significance set at 5% for all analyses, which were performed using Statistical Analysis System software (SAS Institute,

Cary, North Carolina, v. 9.4). The study was approved by the Research Ethics Committee of the CHU de Québec – Université Laval, QC, Canada.

Results

Study Population

During the study period, the Québec trauma registry encompassed 14,439 adults presenting to a trauma center for TBI. Among these, 708 (4.9%) were dead on arrival, 381 (2.8%) died in the emergency department, and 1647 (12.2%) died in hospital. In addition, we excluded 504 (4.3%) patients who could not be linked to administrative data because they resided outside the province or did not have a valid health insurance number. In total, 11,199 patients (95.7% of eligible patients) were included in the study. Of these, 58.2% were 65 years or younger, 67% were males, 15.4% had severe TBI (GCS 3-8), and 37.8% had concomitant injuries. Penetrating trauma constituted only 1% of all injuries (Table 1). The geometric and arithmetic means of index LOS were respectively 11.7 (95% CI: 11.5 to 11.9) and 17.6 days (95% CI: 17.2 to 17.9).

Acute Care Hospital LOS

Among the 11,199 patients, 6.6% had multiple admissions. Ninety-two patients (0.8%) were admitted to an acute care hospital before being transferred to the index hospital (mean pre-index LOS of 9.9 days (95% CI: 7.8 to 12.4)). Moreover, 651 patients (5.8%) were transferred to another acute care hospital on discharge from the index hospital (mean LOS of 17.3 days (95% CI: 15.8 to 19.0)). Index, transfer-in, and transfer-out LOS constituted 89.5%, 0.8%, and 9.7% of total hospital days, respectively. Total LOS (12.6 days (95% CI: 12.3 to 12.8)) was on average 1 day longer than index LOS (11.7 days; $p < 0.0001$; Figure 1). The difference between index and total LOS was statistically significant for all age and GCS subcategories, and increased with both, varying from 0.4 days for young adults with minor TBI to 3 days for geriatric patients with major TBI (Figure 1).

Index LOS According to Level of Care

In the whole study population, 20% of index hospital days were in the ICU, 5% in intermediate care unit, and 75% in a general ward (Figure 2). Mean LOS in intermediate care unit and general ward were 3.9 and 9.5 days, respectively. The proportion of index days in the ICU increased with TBI severity and decreased with age whereas days in the intermediate care unit did not vary by age or injury severity.

Expected LOS According to General Provincial Admissions

Observed mean LOS in the study population was 4.2 days (95% CI: 4.1 to 4.3) longer than expected mean LOS based on general provincial admissions; (11.7 vs 7.5 days, $p < .0001$). Mean observed ICU LOS was 2.5 days (95% CI: 2.4 to 2.6) longer than expected (4.6 vs 2.1 days, $p < .0001$).

Determinants of Hospital LOS

Globally, determinants explained 45% and 36% of the variation in index and ICU LOS respectively, in models including all statistically significant variables (Figure 3). The determinants of total LOS did not differ from those identified for index LOS (Table 1). Like index LOS, ICU LOS did not vary with the number of admissions in the 12 months prior to injury. Unlike index LOS however, it did vary with the level of trauma center (higher in level II and III centers) but not with gender. The most important determinants of index LOS were discharge destination ($f^2 = 16.8\%$), severity of concomitant injuries (10.1%), GCS (6.7%), TBI severity (4.9%), mechanical ventilation (4.2%), number of comorbidities (3.4%), age (2.8%), and surgery (2.7%) (Figure 3). The strongest determinants of ICU LOS were mechanical ventilation ($f^2 13.9\%$), GCS (10.9%), severity of concomitant injuries (10.1%), TBI severity (5.2%), and surgery (1.5%).

Sensitivity analyses

Sensitivity analysis performed by truncating LOS outliers or excluding observations with GCS, RR or SBP missing values did not significantly modify our conclusions.

Sensitivity analysis re-including non-survivors (n=2028 for a total of 13,227 observations) using multiple imputation to simulate LOS did not lead to any significant change in results.

Discussion

In this multicenter retrospective cohort study, we observed that LOS in TBI patients is underestimated by approximately 1 day when only the index stay is considered. ICU LOS following TBI was slightly less than twice as long and index LOS was 4 days longer than age, sex, and year-matched general admissions. In addition, ICU and intermediate care unit stays, associated with much higher resource use than the general ward, accounted for a quarter of hospital days. The most important determinant of index LOS for TBI admissions was discharge destination whereas mechanical ventilation explained the most variation in ICU LOS.

Our study shows clearly that TBI admissions have much higher resource use than general admissions. They also use more resources than general injury admissions. In comparison, a recent study of general trauma population showed a mean index LOS of 8.6 days and a proportion of index LOS spent in the ICU of 11.4%, which is approximately half that observed in our study [50]. Furthermore, mean ICU LOS (3.8 days) was 1 day shorter than in our study.

The high intensity and complexity of care required for these patients, including extensive imagery, neurosurgical procedures, multi-modal monitoring, and mechanical ventilation explain the high observed burden regarding use of resources. In terms of health care costs, the burden is even greater as a day in ICU is estimated to cost 5 times that of a general ward and mechanical ventilation's mean incremental cost in intensive care unit patients has been shown to reach \$1,522 per day [51-54]. These results underline the importance of monitoring resources use specifically for TBI patients to improve the efficiency of health care.

The literature on determinants of LOS specifically for TBI patients is scarce, but age, gender, GCS, injury severity, and mechanical ventilation have previously been identified as important risk factors of prolonged LOS [55-57]. Studies whose target

population was general injury admissions have identified a wider range of LOS determinants. However, the relative importance of these LOS determinants was different from our findings [50]. Age, transfer status, and comorbidities were among the most important determinants for general injury admissions but not for TBI. Moreover, the need for mechanical ventilation was identified in the latter population but not in the former. This underlines the importance of considering TBI patients as a separate population when allocating resources or planning quality improvement interventions. As might be expected in a universal access health care system, insurance status was neither associated with index or total LOS nor with ICU LOS in our study. However, we did observe a significant decreasing trend in both index and ICU LOS over time, suggesting that recent efforts to decrease LOS have had repercussions on TBI admissions in our health care system.

Strengths and limitations

We conducted a large study with near population coverage of TBI (over 90% of severe TBI are treated in a designated trauma center) [58], data subject to rigorous quality control procedures (verifications suggest 92% data accuracy), consideration of all consecutive acute care stays for the injury, and evaluation of both patient and treatment-related determinants of LOS. We also performed sensitivity analysis to evaluate the effect of survivor bias, a common problem in studies of nonfatal outcomes.

This study does have limitations that should be considered in the interpretation of results. First, multiple imputation enabled us to include observations with missing physiological data through simulation techniques. However, it is based on the assumption that data are missing at random, that is the probability of data being missing is explained by information in the data set, used in the imputation model. We are confident that comprehensive information on physiological reserve, anatomical injuries, and treatments well explain the missing data mechanism and the validity of effect estimates in simulations described elsewhere support this hypothesis [59-61]. Second, the definition of intermediate care unit beds likely differs across hospitals, which could have led to an over- or underestimation of the proportion of index LOS days spent in intermediate care units. Third, the results of our study may not generalize well to systems with for-profit hospitals,

such as the USA. Indeed, index and ICU LOS in our study were longer than that observed for TBI admissions in the USA [62, 63]. Notably, some insurance companies' reimbursement policies have reduced reimbursable hospital days for acute care and rehabilitation [64, 65]. Nevertheless, the fact that the independent patient- and treatment-related characteristics of LOS identified in our study are on a par with those found in the literature suggest that the components and determinants of LOS pinpointed in our study can be generalized to other health care systems.

Conclusion

In this retrospective, multicenter cohort study in an inclusive, mature trauma system, we observed that acute care LOS for TBI admissions is slightly underestimated when only index LOS is considered. In addition, results suggest that TBI admissions consume significantly more hospital resources than general provincial admissions and other injury admissions. Finally, we identified eight variables that account for more than 80% of the explained variation in LOS. Results underline the importance of monitoring resource use and designing and implementing quality improvement interventions specifically for TBI admissions. Information on the components and determinant of LOS in TBI can be used to inform quality improvement efforts in this population. Results suggest that discharge planning for long-stay care and rehabilitation may be an important area for reducing unnecessary index days and that mechanical ventilation should be looked at when planning interventions to optimize ICU resource use.

REFERENCES

1. **Consensus conference. Rehabilitation of persons with traumatic brain injury. NIH Consensus Development Panel on Rehabilitation of Persons With Traumatic Brain Injury.** *JAMA : the journal of the American Medical Association* 1999, **282**(10):974-983.
2. Faul M XL, Wald MM, Coronado VG: **Traumatic Brain Injury in the United States: Emergency Department Visits, Hospitalizations and Deaths 2002–2006.** *Atlanta (GA): Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Injury Prevention and Control* 2010.
3. Finkelstein E CP, Miller T and Associates: **The Incidence and Economic Burden of Injuries in the United States.** *New York (NY): Oxford University Press* 2006.
4. **Le fardeau des maladies, troubles et traumatismes neurologiques au Canada.** In.: Ottawa, ICIS; 2007.
5. **Traumatismes crâniens au Canada : Une décennie de changements (1994-1995 à 2003-2004)** [https://secure.cihi.ca/free_products/ntr_head_injuries_2006_f.pdf]
6. Nathens AB, Cryer HG, Fildes J: **The American College of Surgeons Trauma Quality Improvement Program.** *The Surgical clinics of North America* 2012, **92**(2):441-454, x-xi.
7. Newgard CD, Fleischman R, Choo E, Ma OJ, Hedges JR, McConnell KJ: **Validation of length of hospital stay as a surrogate measure for injury severity and resource use among injury survivors.** *Academic emergency medicine : official journal of the Society for Academic Emergency Medicine* 2010, **17**(2):142-150.
8. Yuan Q, Liu H, Wu X, Sun Y, Yao H, Zhou L, Hu J: **Characteristics of acute treatment costs of traumatic brain injury in Eastern China--a multi-centre prospective observational study.** *Injury* 2012, **43**(12):2094-2099.
9. Rockhill CM, Jaffe K, Zhou C, Fan MY, Katon W, Fann JR: **Health care costs associated with traumatic brain injury and psychiatric illness in adults.** *Journal of neurotrauma* 2012, **29**(6):1038-1046.
10. O'Keefe GE, Jurkovich GJ, Maier RV: **Defining excess resource utilization and identifying associated factors for trauma victims.** *The Journal of trauma* 1999, **46**(3):473-478.
11. Frederickson TA, Renner CH, Swegle JR, Sahr SM: **The cumulative effect of multiple critical care protocols on length of stay in a geriatric trauma population.** *Journal of intensive care medicine* 2013, **28**(1):58-66.
12. Bodanapally UK, Shanmuganathan K, Nutakki K, Mirvis SE, Sliker CW, Shet N: **Implementation of 24/7 radiology services in an academic medical centre level 1 trauma centre: impact on trauma resuscitation unit length of stay and economic benefit analysis.** *Injury* 2013, **44**(1):75-79.
13. Jarrett LA, Emmett M: **Utilizing trauma nurse practitioners to decrease length of stay.** *Journal of trauma nursing : the official journal of the Society of Trauma Nurses* 2009, **16**(2):68-72.
14. Mains C, Scarborough K, Bar-Or R, Hawkes A, Huber J, Bourg P, Bar-Or D: **Staff commitment to trauma care improves mortality and length of stay at a level I trauma center.** *The Journal of trauma* 2009, **66**(5):1315-1320.

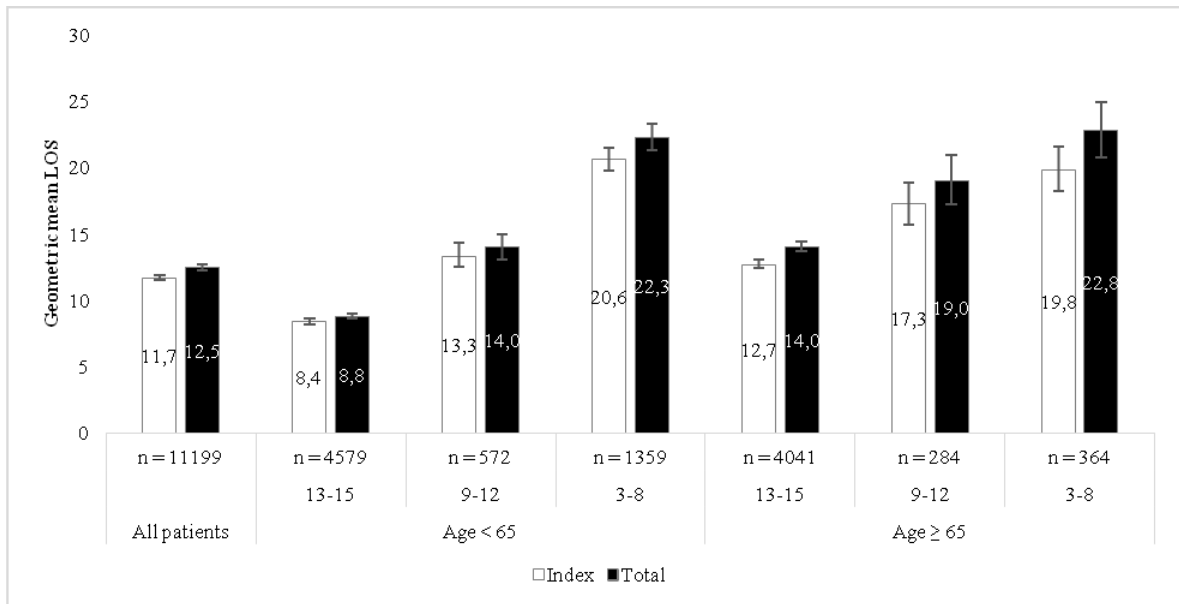
15. Robinson BR, Mueller EW, Henson K, Branson RD, Barsoum S, Tsuei BJ: **An analgesia-delirium-sedation protocol for critically ill trauma patients reduces ventilator days and hospital length of stay.** *The Journal of trauma* 2008, **65**(3):517-526.
16. Dutton RP, Cooper C, Jones A, Leone S, Kramer ME, Scalea TM: **Daily multidisciplinary rounds shorten length of stay for trauma patients.** *The Journal of trauma* 2003, **55**(5):913-919.
17. Moein H, Khalili HA, Keramatian K: **Effect of methylphenidate on ICU and hospital length of stay in patients with severe and moderate traumatic brain injury.** *Clinical neurology and neurosurgery* 2006, **108**(6):539-542.
18. Fakhry SM, Couillard D, Liddy CT, Adams D, Norcross ED: **Trauma center finances and length of stay: identifying a profitability inflection point.** *Journal of the American College of Surgeons* 2010, **210**(5):817-821, 821-813.
19. Legorreta AP, Mikos J, Sullivan A, Delany HM: **The high cost of hospital trauma care: an analysis of hospital length of stay, injury severity score, case mix index, and reimbursement-to-cost ratio.** *Journal of the Association for Academic Minority Physicians : the official publication of the Association for Academic Minority Physicians* 1993, **4**(2):52-55.
20. Schwab CW, Young G, Civil I, Ross SE, Talucci R, Rosenberg L, Shaikh K, O'Malley K, Camishion RC: **DRG reimbursement for trauma: the demise of the trauma center (the use of ISS grouping as an early predictor of total hospital cost).** *The Journal of trauma* 1988, **28**(7):939-946.
21. Siegel JH, Shafi S, Goodarzi S, Dischinger PC: **A quantitative method for cost reimbursement and length of stay quality assurance in multiple trauma patients.** *The Journal of trauma* 1994, **37**(6):928-937.
22. Caminiti C, Meschi T, Braglia L, Diodati F, Iezzi E, Marcomini B, Nouvenne A, Palermo E, Prati B, Schianchi T *et al*: **Reducing unnecessary hospital days to improve quality of care through physician accountability: a cluster randomised trial.** *BMC health services research* 2013, **13**:14.
23. Fakhry SM, Trask AL, Waller MA, Watts DD, Force INT: **Management of brain-injured patients by an evidence-based medicine protocol improves outcomes and decreases hospital charges.** *The Journal of trauma* 2004, **56**(3):492-499; discussion 499-500.
24. Palmer S, Bader MK, Qureshi A, Palmer J, Shaver T, Borzatta M, Stalcup C: **The impact on outcomes in a community hospital setting of using the AANS traumatic brain injury guidelines.** *Americans Associations for Neurologic Surgeons. The Journal of trauma* 2001, **50**(4):657-664.
25. **Banque de données ministérielles du système d'information du Registre des traumatismes du Québec (BDM-SIRTQ)**
[<http://www.ramq.gouv.qc.ca/fr/donnees-statistiques/sur-demande/donnees-msss/Pages/bdm-sirtq.aspx>]
26. Utter GH, Maier RV, Rivara FP, Mock CN, Jurkovich GJ, Nathens AB: **Inclusive trauma systems: do they improve triage or outcomes of the severely injured?** *The Journal of trauma* 2006, **60**(3):529-535; discussion 535-537.
27. Liberman M, Mulder DS, Lavoie A, Sampalis JS: **Implementation of a trauma care system: evolution through evaluation.** *The Journal of trauma* 2004, **56**(6):1330-1335.

28. Arthur M, Newgard CD, Mullins RJ, Diggs BS, Stone JV, Adams AL, Hedges JR: **A population-based survival assessment of categorizing level III and IV rural hospitals as trauma centers.** *The Journal of rural health : official journal of the American Rural Health Association and the National Rural Health Care Association* 2009, **25**(2):182-188.
29. **American College of Surgeons Committee on Trauma. Resources for Optimal Care of the Injured Patient.** Chicago, IL: American College of Surgeons 2006.
30. Ciesla DJ, Pracht EE, Cha JY, Languard-Orban B: **Geographic distribution of severely injured patients: implications for trauma system development.** *The journal of trauma and acute care surgery* 2012, **73**(3):618-624.
31. **Association for the Advancement of Automotive Medicine. Abbreviated Injury Scale (AIS) 1990.** Illinois: AAAM Publications 1990.
32. Hayman AV, Guihan M, Fisher MJ, Murphy D, Anaya BC, Parachuri R, Rogers TJ, Bentrem DJ: **Colonoscopy is high yield in spinal cord injury.** *The journal of spinal cord medicine* 2013, **36**(5):436-442.
33. Moore L, Stelfox HT, Turgeon AF, Nathens A, Bourgeois G, Lapointe J, Gagne M, Lavoie A: **Hospital length of stay after admission for traumatic injury in Canada: a multicenter cohort study.** *Annals of surgery* 2014, **260**(1):179-187.
34. Elixhauser A, Steiner C, Harris DR, Coffey RM: **Comorbidity measures for use with administrative data.** *Medical care* 1998, **36**(1):8-27.
35. Mackenzie EJ, Rivara FP, Jurkovich GJ, Nathens AB, Egleston BL, Salkever DS, Frey KP, Scharfstein DO: **The impact of trauma-center care on functional outcomes following major lower-limb trauma.** *The Journal of bone and joint surgery American volume* 2008, **90**(1):101-109.
36. **Daly LE, Bourke GJ. Interpretation and Uses of Medical Statistics.** 5th ed. Oxford, UK: Wiley-Blackwell 2000.
37. Schulman J: **Studying determinants of length of hospital stay.** *Journal of perinatology : official journal of the California Perinatal Association* 2006, **26**(4):243-245.
38. Selya AS, Rose JS, Dierker LC, Hedeker D, Mermelstein RJ: **A Practical Guide to Calculating Cohen's f(2), a Measure of Local Effect Size, from PROC MIXED.** *Frontiers in psychology* 2012, **3**:111.
39. Cohen J: **Statistical power analysis for the behavioral sciences,** 2nd edn. Hillsdale, N.J.: L. Erlbaum Associates; 1988.
40. **National Trauma Data Bank 2012: Annual Report** [<http://www.facs.org/trauma/ntdb/pdf/ntdb-annual-report-2012.pdf>]
41. Schafer JL: **Multiple imputation: a primer.** *Statistical methods in medical research* 1999, **8**(1):3-15.
42. Sterne JA, White IR, Carlin JB, Spratt M, Royston P, Kenward MG, Wood AM, Carpenter JR: **Multiple imputation for missing data in epidemiological and clinical research: potential and pitfalls.** *Bmj* 2009, **338**:b2393.
43. Bodner TE: **What Improves with Increased Missing Data Imputations?** *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 2008, **15**(4):651-675.
44. Ruffieux C PF, Marazzi A: **Comparing rules for truncating hospital length of stay.** *Casemix Q* 2000, **2**:1-10.

45. Knaus WA, Wagner DP, Zimmerman JE, Draper EA: **Variations in mortality and length of stay in intensive care units.** *Annals of internal medicine* 1993, **118**(10):753-761.
46. Iezzoni LI: **Risk Adjustment for Measuring Health Care Outcomes.** Chicago: Health Administration Press; 2003.
47. Ingeman A, Andersen G, Hundborg HH, Svendsen ML, Johnsen SP: **In-hospital medical complications, length of stay, and mortality among stroke unit patients.** *Stroke; a journal of cerebral circulation* 2011, **42**(11):3214-3218.
48. Edlin R, Tubeuf S, Achten J, Parsons N, Costa M: **Cost-effectiveness of total hip arthroplasty versus resurfacing arthroplasty: economic evaluation alongside a clinical trial.** *BMJ open* 2012, **2**(5).
49. Royston P: **Multiple imputation of missing values: further update of ice, with an emphasis on interval censoring.** *Stata Journal* 2007, **7**(4):445-464.
50. Moore L, Stelfox HT, Turgeon AF, Nathens A, Bourgeois G, Lapointe J, Gagné M, Lavoie A: **Hospital Length of Stay Following Admission for Traumatic Injury In Canada: A Multicenter Cohort Study.** *Annals of surgery* 2014, (accepté, non publié).
51. Dasta JF, McLaughlin TP, Mody SH, Piech CT: **Daily cost of an intensive care unit day: the contribution of mechanical ventilation.** *Critical care medicine* 2005, **33**(6):1266-1271.
52. Solberg BC, Dirksen CD, Nieman FH, van Merode G, Poeze M, Ramsay G: **Changes in hospital costs after introducing an intermediate care unit: a comparative observational study.** *Critical care* 2008, **12**(3):R68.
53. Kalb PE, Miller DH: **Utilization strategies for intensive care units.** *JAMA : the journal of the American Medical Association* 1989, **261**(16):2389-2395.
54. Kahn JM, Rubenfeld GD, Rohrbach J, Fuchs BD: **Cost savings attributable to reductions in intensive care unit length of stay for mechanically ventilated patients.** *Medical care* 2008, **46**(12):1226-1233.
55. Vitaz TW, Jenks J, Raque GH, Shields CB: **Outcome following moderate traumatic brain injury.** *Surgical neurology* 2003, **60**(4):285-291; discussion 291.
56. Yeung JT, Williams J, Bowling WM: **Effect of cocaine use on outcomes in traumatic brain injury.** *Journal of emergencies, trauma, and shock* 2013, **6**(3):189-194.
57. Cameron CM, Purdie DM, Kliewer EV, McClure RJ: **Ten-year outcomes following traumatic brain injury: a population-based cohort.** *Brain injury : [BI]* 2008, **22**(6):437-449.
58. Kuimi BL, Moore L, Cisse B, Gagne M, Lavoie A, Bourgeois G, Lapointe J, Jean S: **Access to a Canadian provincial integrated trauma system: a population-based cohort study.** *Injury* 2015, **46**(4):595-601.
59. Moore L, Lavoie A, LeSage N, Liberman M, Sampalis JS, Bergeron E, Abdous B: **Multiple imputation of the Glasgow Coma Score.** *The Journal of trauma* 2005, **59**(3):698-704.
60. Moore L, Hanley JA, Turgeon AF, Lavoie A, Emond M: **A multiple imputation model for imputing missing physiologic data in the national trauma data bank.** *Journal of the American College of Surgeons* 2009, **209**(5):572-579.

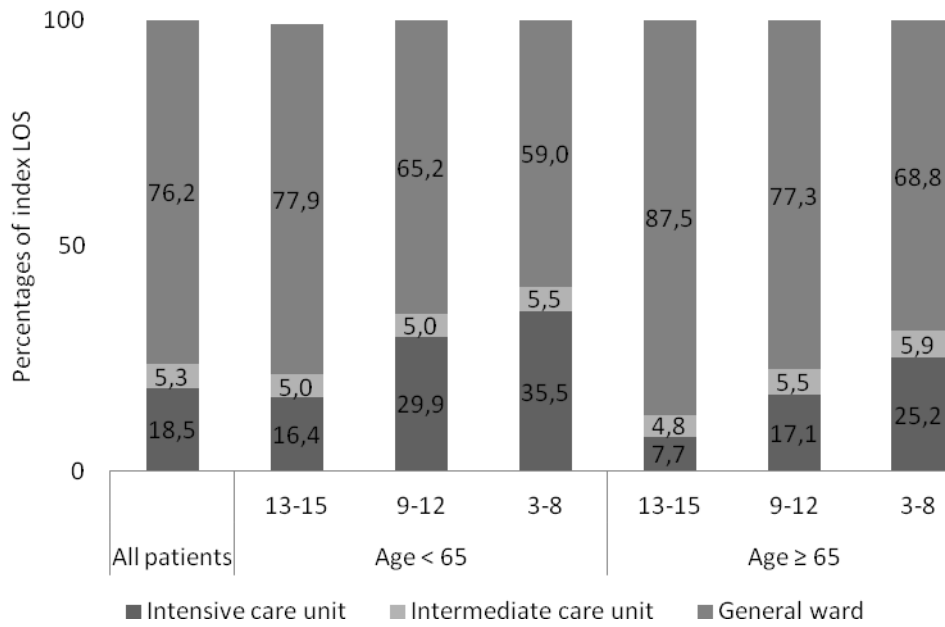
61. Moore L, Hanley JA, Lavoie A, Turgeon A: **Evaluating the validity of multiple imputation for missing physiological data in the national trauma data bank.** *Journal of emergencies, trauma, and shock* 2009, **2**(2):73-79.
62. Russo CA, Steiner C: **Hospital Admissions for Traumatic Brain Injuries, 2004: Statistical Brief #27.** In: *Healthcare Cost and Utilization Project (HCUP) Statistical Briefs.* Rockville (MD); 2006.
63. Alkhoury F, Courtney J: **Outcomes after severe head injury: a National Trauma Data Bank-based comparison of Level I and Level II trauma centers.** *The American surgeon* 2011, **77**(3):277-280.
64. Kreutzer JS, Kolakowsky-Hayner SA, Ripley D, Cifu DX, Rosenthal M, Bushnik T, Zafonte R, Englander J, High W: **Charges and lengths of stay for acute and inpatient rehabilitation treatment of traumatic brain injury 1990-1996.** *Brain injury : [BI]* 2001, **15**(9):763-774.
65. Mellick D, Gerhart KA, Whiteneck GG: **Understanding outcomes based on the post-acute hospitalization pathways followed by persons with traumatic brain injury.** *Brain injury : [BI]* 2003, **17**(1):55-71.

Figure 1. Geometric means of index and total length of stay (LOS) stratified by age and Glasgow coma scale score (GCS)



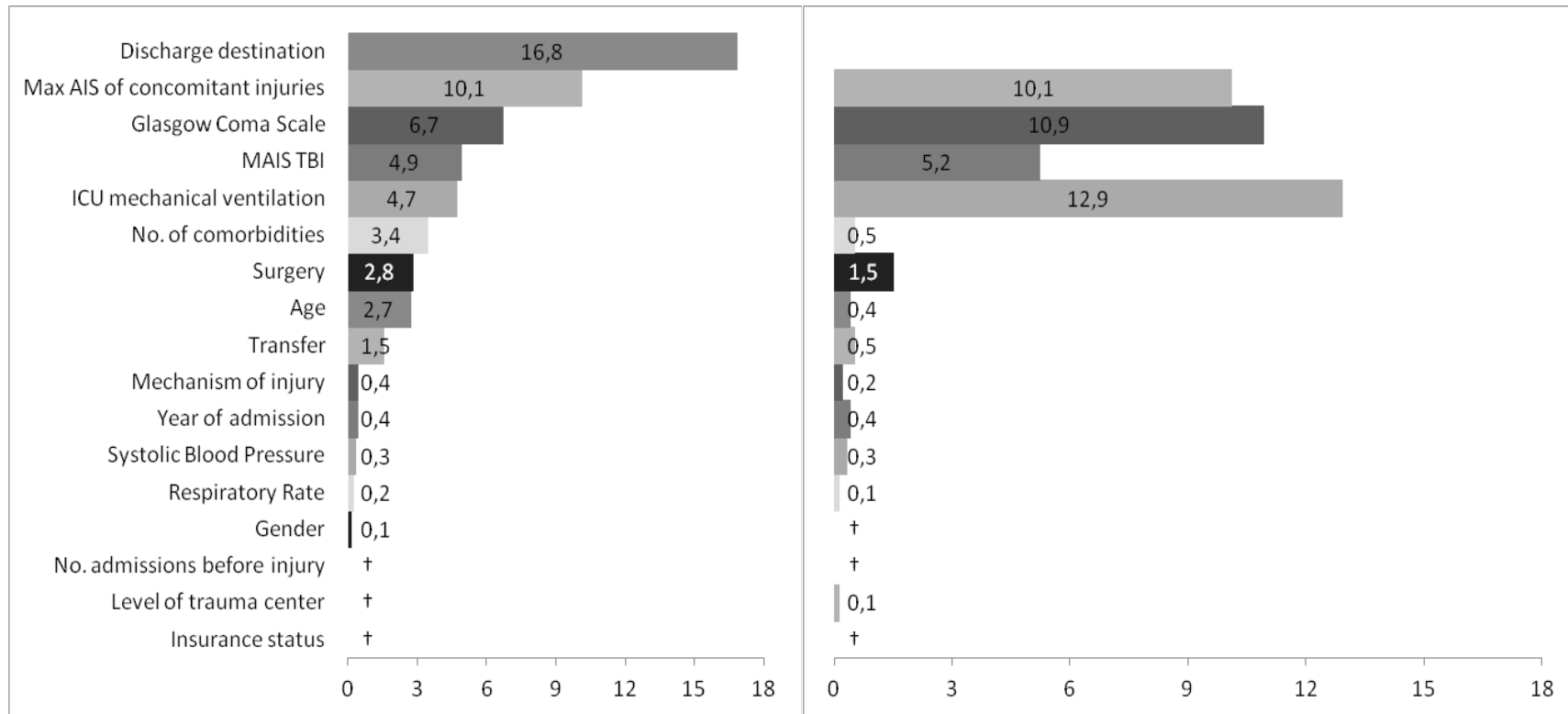
Numbers 13-15, 9-12, and 3-8 respectively refer to minor, moderate, and major traumatic brain injury. Brackets represent 95% confidence interval.

Figure 2. Distribution of index hospital length of stay (LOS) by type of care, stratified by age and Glasgow Coma scale score (GCS)



Numbers 13-15, 9-12, and 3-8 respectively refer to minor, moderate, and major traumatic brain injury.

Figure 3. Relative effect size (Cohen's f^2 , %) of index hospital (left) and intensive care unit (right) length of stay determinants



† $p > 0.05$. Max AIS: maximum of abbreviated injury scale; MAIS TBI: maximum abbreviated injury scale of traumatic brain injury; ICU: intensive care unit.

Table 1. Determinants of index and intensive care unit (ICU) length of stay (LOS) with adjusted geometric mean ratios (GMR) and 95% confidence intervals (CI).

Variables	Index		ICU		
	N (%)	GMR* (95% CI)	N (%)	GMR (95% CI)	
All patients	11,199	—	4885 (43.6%)	—	
Characteristics of patients					
Age	16-54	5046 (45.1)	1	2745 (56.2)	1
	55-64	1464 (13.1)	1.18 (1.13-1.24)	692 (14.2)	1.10 (1.02-1.18)
	65-74	1541 (13.8)	1.26 (1.20-1.32)	625 (12.8)	1.18 (1.09-1.27)
	75-84	2009 (17.9)	1.45 (1.38-1.52)	618 (12.6)	1.07 (0.98-1.16)
	≥ 85	1139 (10.1)	1.57 (1.48-1.67)	205 (4.2)	0.97 (0.86-1.10)
	<i>Trend p-value</i>		<.0001		<.0001
Gender	Male	7502 (67.0)	1	3601 (73.7)	1
	Female	3697 (33.0)	1.05 (1.02-1.09)	1284 (26.3)	0.98 (0.93-1.03)
	<i>P-value</i>		0.002		0.2
Number of comorbidities	0	5256 (46.9)	1	2513 (51.4)	1
	1	2254 (20.1)	1.15 (1.11-1.20)	987 (20.2)	1.03 (0.96-1.09)
	2	1687 (15.1)	1.25 (1.19-1.31)	670 (13.7)	1.13 (1.05-1.22)
	≥ 3	2002 (17.9)	1.60 (1.53-1.68)	715 (14.7)	1.18 (1.09-1.28)
	<i>P-value</i>		<.0001		0.003
Mechanism of injury	MVC	3983 (35.6)	1	2234 (45.7)	1
	Fall	5994 (53.5)	0.92 (0.88-0.96)	2078 (42.5)	0.94 (0.88-1.00)
	Penetrating (firearm, bladed weapon or sharp object)	108 (1)	1.22 (1.06-1.41)	74 (1.5)	1.15 (0.95-1.38)
	Other	1114 (9.9)	0.85 (0.81-0.90)	499 (10.2)	1.03 (0.95-1.12)
	<i>P-value</i>		<.0001		0.03
GCS	13-15	8617 (77.0)	1	2800 (57.3)	1
	9-12	853 (7.6)	1.33 (1.25-1.41)	585 (12.0)	1.36 (1.26-1.47)
	3-8	1729 (15.4)	1.76 (1.67-1.86)	1500 (30.7)	1.86 (1.76-1.97)
	<i>Trend p-value</i>		<.0001		<.0001

MAIS head	2	2166 (19.3)	1	709 (14.5)	1
	3	2148 (19.2)	1.03 (0.98-1.08)	789 (16.2)	1.16 (1.07-1.26)
	4	3723 (33.3)	1.23 (1.18-1.29)	1454 (29.8)	1.30 (1.21-1.41)
	5-6	3162 (28.2)	1.65 (1.57-1.73)	1933 (39.5)	1.78 (1.64-1.93)
	<i>Trend p-value</i>		<i><.0001</i>		<i><.0001</i>
MAIS of concomitant injuries	None	3319 (29.6)	1	1203 (24.6)	1
	1-2	3655 (32.6)	1.14 (1.09-1.18)	1377 (28.2)	1.17 (1.10-1.25)
	3	2900 (25.9)	1.61 (1.54-1.68)	1338 (27.4)	1.59 (1.48-1.71)
	4	1163 (10.4)	2.21 (2.08-2.34)	835 (17.1)	2.13 (1.96-2.31)
	5-6	162 (1.5)	3.59 (3.18-4.06)	132 (2.7)	3.30 (2.84-3.84)
<i>Trend p-value</i>		<i>0.001</i>		<i><.0001</i>	
Systolic blood pressure	Normal (≥ 90)	10966 (97.9)	1	4708 (96.4)	1
	Abnormal (0-89)	233 (2.1)	1.37 (1.24-1.51)	177 (3.6)	1.29 (1.14-1.45)
<i>P-value</i>			<i><.0001</i>		<i><.0001</i>
Respiration rate	Normal (10-29)	10935 (97.6)	1	4708 (96.4)	1
	Abnormal (0-10 and ≥ 30)	233 (2.4)	1.25 (1.14-1.37)	177 (3.6)	1.12 (1.00-1.27)
<i>P-value</i>			<i><.0001</i>		<i>0.04</i>
Number of admissions in 12 months prior to injury	0	9456 (84.5)	1	4252 (87.1)	1
	1	1131 (10.1)	1.09 (1.03-1.14)	425 (8.7)	1.02 (0.94-1.10)
	2	361 (3.2)	0.98 (0.90-1.06)	109 (2.2)	1.02 (0.87-1.18)
	≥ 3	251 (2.2)	1.03 (0.94-1.13)	99 (2.0)	0.95 (0.81-1.12)
	<i>Trend p-value</i>		<i>0.2</i>		<i>0.9</i>
Treatment related variables					
Insurance status	Provincial Public (RAMQ)	6456 (57.7)	1		
	Road accidents (SAAQ)	3375 (30.1)	1.12 (1.06-1.17)		
	Work accidents (CSST)	420 (3.8)	0.98 (0.92-1.06)		
	Other	948 (8.4)	0.97 (0.91-1.03)		
<i>P-value</i>			<i>0.2</i>		
Year of index admission	2007-2008	3452 (30.8)	1	1780 (36.5)	1
	2009-2010	3781 (33.8)	0.99 (0.96-1.02)	1623 (33.2)	0.93 (0.88-0.98)
	2011-2012	3966 (35.4)	0.94 (0.91-0.97)	1482 (30.3)	0.89 (0.85-0.94)

	<i>P-value</i>		<i><.0.0001</i>		<i><.0001</i>
Surgery	No	6276 (56.0)	1	2101 (43.0)	1
	Yes	4923 (44)	1.32 (1.28-1.36)	2784 (57.0)	1.21 (1.16-1.27)
	<i>P-value</i>		<i><.0001</i>		<i><.0001</i>
ICU	No	6314 (56.4)	1	—	—
	ICU without ventilation	2091 (18.7)	1.15 (1.11-1.19)	2091 (42.8)	1
	ICU with ventilation	2794 (24.9)	1.70 (1.62-1.77)	2794 (57.2)	2.08 (1.97-2.20)
	<i>P-value</i>		<i><.0001</i>		<i><.0001</i>
Transfer	No	5582 (49.8)	1	2247 (46.0)	1
	Yes	5617 (50.2)	0.82 (0.80-0.85)	2638 (54.0)	0.89 (0.85-0.94)
	<i>P-value</i>		<i><.0001</i>		<i><.0001</i>
Discharge destination	Home	4713 (42.1)	1		
	Long stay (CHSLD)	578 (5.2)	2.58 (2.43-2.74)		
	Rehabilitation	2840 (25.4)	2.12 (2.05-2.20)		
	Acute care	1495 (13.3)	1.19 (1.15-1.25)		
	Other	1573 (14.0)	1.01 (0.96-1.05)		
	<i>P-value</i>		<i><.0001</i>		
Hospital characteristic					
Level of index trauma center	I	6547 (58.5)	1	3170 (62.1)	1
	II	2629 (23.5)	0.90 (0.67-1.23)	1429 (28.0)	1.21 (0.99-1.49)
	III	1586 (14.1)	1.14 (0.84-1.53)	365 (7.1)	1.20 (1.10-1.44)
	IV	437 (3.9)	0.91 (0.64-1.30)	145 (2.8)	0.92 (0.76-1.11)
	<i>P-value</i>		<i>0.06</i>		<i>0.04</i>

MVC: motor vehicle collision, MAIS: maximum abbreviated injury scale score, GCS: Glasgow coma scale score, RAMQ: Régie de l'Assurance maladie du Québec, SAAQ: Société de l'Assurance Automobile du Québec, CSST: Commission de la Santé et de la Sécurité au Travail, CHSLD: Centre d'hébergement et de soins de longue durée.

*Variables “age” to “number of admissions” are adjusted for all other patient characteristics. Variables “insurance status” to “level of index trauma center” are adjusted for all patient and treatment related variables.

Chapitre V. Discussion

5.1. Validité interne

La validité est une propriété logique du discours scientifique qui nous informe sur la valeur cognitive que nous sommes justifiés d'assigner aux résultats d'une étude. La question peut se poser en ces termes : est-ce que l'inférence que nous faisons à partir de nos données est logiquement justifiée ? Les conclusions que nous tirons de notre étude peuvent concerner uniquement notre population d'étude, mais elles peuvent également être généralisées à une autre population. Dans le premier cas, on essaie de reconnaître si les mesures observées dans la population d'étude sont valides (validité interne). Les mesures sont valides si elles ne sont pas affectées par des déviations systématiques, que l'on range en trois catégories principales : biais de sélection, biais d'information et biais de confusion. Il ne faut pas confondre ces déviations systématiques (les biais) avec les fluctuations statistiques (les erreurs aléatoires). Celles-ci ne concernent pas la validité, mais elles ont une influence sur la variance des estimations et concernent donc leur précision. Dans le second cas, la question concerne la possibilité d'extrapoler nos conclusions à une population plus large ou différente de la nôtre (validité externe).

5.1.1. Biais de sélection

Un biais de sélection est une erreur systématique affectant la validité des résultats d'une étude qui peut se produire lors de la constitution de la population, lors du suivi des individus ou lors de leur sélection pour les analyses. Il y a lieu de parler de biais de sélection lorsque l'association entre l'exposition et la maladie diffère entre ceux qui participent à l'étude et ceux qui ne participent pas. L'utilisation du RTQ et de MED-ÉCHO lors de la constitution notre population d'étude peut entraîner un biais de sélection en fonction de l'exactitude des données. Les données sont dites exactes si les cas qu'elles permettent d'identifier décrivent effectivement une maladie donnée en vertu des critères en vigueur. Il est possible qu'on ait omis de diagnostiquer un TCC (blessure manquée) ou de le coder dans le registre chez certains patients, en particulier dans le cas de patients polytraumatisés et de décès précoces. Par contre, ces derniers n'ont pas été inclus en raison

de nos critères d'inclusion, tandis que dans le premier cas il est probable qu'il s'agissait de patients avec un TCC léger. La probabilité de cette misclassification est toutefois minime étant donné que les bases de données utilisées sont régies par des protocoles standardisés et que les codes diagnostiques sont attribués à la fin de la période de soins, une fois que toute l'information diagnostique a été recueillie.

Par ailleurs, un biais de sélection peut se produire lors du suivi des patients. Étant donné que notre étude est réalisée dans un cadre hospitalier assurant un excellent suivi qui prend fin lorsque le patient quitte l'hôpital, le problème des perdus de vue semble ne poser aucune difficulté. Néanmoins, la mortalité constitue un risque compétitif empêchant l'occurrence de l'événement d'intérêt (sortir vivant de l'hôpital) de telle sorte que nous ne pouvons savoir à quel moment cet événement aurait eu lieu si le patient avait survécu. Ce biais de survie potentiel concerne 12% des patients qui correspondent aux critères d'inclusion du RTQ, mais qui ne respectent pas l'un des critères d'inclusion propre à notre étude (être sorti vivant de l'hôpital). L'exclusion de ces patients pourrait ainsi produire un biais de sélection qui mènerait probablement à une sous-estimation de la DDS ainsi que de la différence entre la DDS observée dans notre population et la DDS attendue pour les admissions provinciales générales. L'effet de ce biais potentiel sur les déterminants de la DDS en termes de f^2 de Cohen a été considéré par des analyses de sensibilité. Nous avons répété les analyses en incluant les patients décédés après avoir simulé leur DDS en utilisant l'imputation multiple (92-94). Les résultats avant et après l'exclusion des patients décédés ne diffèrent pas de façon significative : la DDS index est légèrement plus longue (0,3 jour) lorsque nous incluons les patients décédés, mais les déterminants de la DDS sont très similaires. Les deux seules différences notables au niveau des déterminants sont que le RR et le niveau du centre ne sont plus des d statistiquement significatifs du séjour à l'unité des soins intensifs, bien que les rapports de moyennes géométriques ne diffèrent pas de plus de 10% (voir annexe 7). Eu égard à l'importance relative des déterminants de la DDS à l'unité des soins intensifs, on observe que les cinq déterminants les plus importants sont les mêmes et qu'ils maintiennent leur ordre d'importance (voir annexe 6). À l'index, le maximum *AIS* des autres parties du corps, le GCS et le maximum *AIS* du TCC expliquent une plus petite proportion de la variation de la DDS, tandis que le lieu de destination en explique une plus grande. La seule différence dans l'ordre des déterminants de la DDS index dans la

population qui inclut les décès est que la proportion de variance de la DDS expliquée par la ventilation mécanique est plus importante que le maximum AIS des autres parties du corps et du GCS. À cette exception près, les déterminants les plus importants identifiés ainsi que leur ordre d'importance sont similaires. En conséquence, nous sommes justifiés de conclure que ce biais de survie potentiel ne compromet pas nos résultats.

Notre échantillon final comprend 95,7% des patients admissibles à l'étude. Nous avons exclu 504 patients (4,3%) qui ne pouvaient pas être jumelés aux données administratives, soit parce qu'ils résidaient en dehors de la province, soit parce qu'ils n'avaient pas de numéro d'assurance maladie valide. S'il y avait un biais de sélection dû à l'exclusion de ces patients, il pourrait mener à une surestimation ou une sous-estimation de nos rapports de moyennes géométriques. L'effet de ce biais potentiel serait toutefois vraisemblablement négligeable étant donné la faible proportion de patients que ces exclusions représentent. *A priori*, considérant la cause de ces exclusions, rien ne suggère que l'exclusion de ces patients peut mener à une modification des résultats. Dans ces conditions, il est peu probable que nos résultats soient invalidés par un biais de sélection.

5.1.2. Biais d'information

Un biais d'information est une erreur systématique qui survient lorsque les informations collectées ou à propos d'une variable sont incorrectes. Toute étude dont l'issue principale est la DDS est potentiellement concernée par un biais d'information si la mesure du séjour est incomplète. Par exemple, la DDS totale serait sous-estimée si l'information n'était pas disponible pour le séjour complet, lequel inclut les séjours pré- et post-index en plus du séjour index. Le fait de jumeler le RTQ à la base de données administrative provinciale MED-ÉCHO permet de prévenir ce biais en garantissant l'accès à toutes les admissions consécutives pour la même blessure et conséquemment à la DDS totale. Il faut par ailleurs noter que notre étude ne prend pas en considération certains aspects de la DDS, notamment la réhabilitation. Néanmoins, le but de notre étude était d'évaluer les soins aigus et non la DDS en réhabilitation (post-aigu). D'ailleurs, une force majeure de notre étude est qu'elle tient compte de tous les séjours en soins aigus (pré-, index et post-index) alors que beaucoup d'études sont restreintes au séjour index.

Contrairement à plusieurs études qui se limitent à mesurer la DDS à un seul niveau de soins, notre étude a pris en considération différents niveaux de soins (intensifs, intermédiaires et étage général). Ces distinctions permettent d'offrir une description plus détaillée de la DDS en nous éclairant sur les particularités de chaque niveau. En contrepartie, le fait de tracer ces distinctions soulève une difficulté relative aux différences entre les centres de traumatologie. La définition des lits à l'unité des soins intensifs et à l'unité des soins intermédiaires peut varier d'un centre à l'autre et certains centres ne possèdent pas d'unité des soins intermédiaires. En fonction des définitions des lits pour les différentes unités de soins, la proportion de la DDS index passée à l'unité des soins intensifs peut être surestimée ou sous-estimée. Par contre, ces différences n'ont probablement pas d'impacts sur la moyenne de DDS index. Si un patient est stabilisé mais qu'il a encore besoin de soins dans un hôpital n'ayant pas d'unité de soins intermédiaires, il est peu probable que son séjour hospitalier soit écourté. Le patient demeurera possiblement soit à l'unité des soins intensifs (en fonction de la disponibilité des lits et de son état), soit à l'étage général jusqu'à ce qu'il soit jugé en état de quitter l'hôpital. De plus, à moins de supposer que les patients admis dans un premier hôpital (dont les définitions de l'unité des soins intensifs et des soins intermédiaires diffèrent des définitions de ces unités dans un second hôpital) récupèrent plus lentement (ou plus rapidement), il est peu probable que leur DDS index diffère de celle des patients ayant été traités dans le second hôpital.

5.1.3. Biais de confusion

Un biais de confusion est une erreur systématique qui est due à une combinaison d'effets qui empêche de reconnaître l'association réelle entre une exposition et une issue. Cette définition peut être raffinée à l'aide de deux critères (95). Un facteur est confondant pour une mesure d'association si et seulement si :

- i. il est une cause (directe, ou indirecte en tant que facteur intermédiaire) ou le *proxy* d'une cause de la maladie, c'est-à-dire qu'il doit pouvoir prédire la maladie ;
- ii. il est associé à l'exposition sans être un effet de l'exposition.

Notre modèle de régression est de type explicatif, toute variable qui apporte significativement de l'information sur la variation de notre variable dépendante est donc retenue dans le modèle. Cependant, lorsque nous calculons des rapports de moyennes géométriques pour chacune des variables du modèle, la question du biais de confusion se pose légitimement. Par exemple, l'association (le rapport de moyennes géométriques) entre le sexe et la DDS pourrait être confondue par l'âge ou une autre covariable. Toutefois, à moins de supposer la présence d'un ou plusieurs déterminants inconnus de la DDS, un biais de confusion est peu probable étant donné que nos modèles incluent tous les facteurs pertinents identifiés dans la littérature et par le comité d'experts.

Par contre, nous ne pouvons être assurés d'une absence complète de confusion résiduelle (95). On parle généralement de confusion résiduelle dans deux cas. D'une part, lorsqu'il y a un effet confondant au sein des catégories d'une variable (*within-stratum confounding*). Les seuils choisis pour les catégories de nos variables sont basés sur la littérature pertinente et nous avons utilisé le plus de catégories possible afin d'éviter des catégories hétérogènes, de telle sorte que nous avons minimisé la possibilité de ce cas de figure. Selon des simulations, le risque de confondance résiduelle est faible lorsqu'une variable continue est divisée en au moins quatre catégories (96-98).

D'autre part, il y a confusion résiduelle lorsqu'un ou plusieurs des facteurs contrôlés dans le modèle sont mesurés imparfaitement. On peut se représenter cette forme de confusion résiduelle comme une variante du biais d'information. Celui-ci a lieu lorsque l'information concernant l'exposition ou l'issue est incorrecte ; lorsque l'information est incorrecte pour les covariables, l'effet de celles-ci s'avère être mal mesuré. L'ajustement (le contrôle) pour ces covariables est alors inadéquat, c'est-à-dire qu'une partie (un résidu) de la confusion de la mesure d'association par l'une de ces covariables n'est pas prise en compte, c'est pourquoi l'on parle de confusion résiduelle.

Les erreurs de codage par les archivistes médicaux sont difficilement complètement évitables et peuvent entraîner de la confusion résiduelle. L'effet de ce biais sur nos rapports de moyennes géométriques est raisonnablement négligeable étant donné que l'exactitude des registres de données utilisés pour notre étude est très bonne. Par ailleurs, les données manquantes sur le rythme respiratoire, la tension artérielle systolique et le *GCS* ont été

simulées par imputation multiple en supposant que ces valeurs sont manquantes de façon aléatoire. Si ce n'est pas le cas, il est probable que les données simulées diffèrent des vraies valeurs, de telle sorte que leur effet soit imparfaitement pris en compte et entraîne de la confusion résiduelle. Par exemple, le *GCS* pourrait être davantage manquant chez les patients sévèrement blessés parce qu'ils sont intubés ou sous sédation. En l'absence d'informations sur l'intubation ou la sédation, la distribution simulée du *GCS* pourrait s'avérer distincte de la distribution réelle. Néanmoins, cette difficulté est au moins partiellement évitée étant donné qu'il n'y a pas d'intubation préhospitalière au Québec ; par conséquent, ce facteur n'explique pas l'absence de mesure du *GCS* chez les patients transportés directement à l'hôpital. De plus, nos analyses de sensibilité montrent que les résultats avec et sans imputation sont similaires et des études basées sur d'autres registres de données ainsi que sur le nôtre suggèrent que l'imputation de données physiologiques mène à des estimations valides (30, 88, 90, 99).

Indépendamment des erreurs dans la saisie des données dans le registre par les archivistes ou des données manquantes, une certaine part de confusion résiduelle ne peut pas être exclue. En effet, les indices de sévérité anatomique (*AIS*) et physiologique (*GCS*) sont des outils quantitatifs qui servent à représenter des phénomènes complexes. Il est probable que ces indices ne représentent qu'imparfaitement les phénomènes visés et que cette imprécision empêche de prendre adéquatement en compte la totalité de leur effet confondant. L'effet de cette confondance résiduelle est difficile à prévoir et pourrait tout aussi bien entraîner une surestimation qu'une sous-estimation des rapports de moyennes géométriques.

5.2. Validité externe

Notre étude est quasi populationnelle, étant donné qu'approximativement 90% des patients victimes d'un traumatisme craniocérébral majeur sont traités dans les centres du système de traumatologie intégrée du Québec (100). En conséquence, nous avons une excellente représentation de notre population cible au Québec. Cependant, étant donné que notre population d'étude fait partie d'un système de soins de santé universel, les résultats peuvent ne pas très bien s'extrapoler à différents systèmes de soins de santé. Par exemple, la

DDS moyenne peut varier à travers différents systèmes de soins et est parfois influencée par le statut d'assurance (59, 101). Ce facteur peut en partie expliquer pourquoi la DDS moyenne est plus longue au Canada qu'aux États-Unis (7). Néanmoins, le fait que les déterminants de la DDS reliée aux patients et aux traitements identifiés dans notre étude sont les mêmes que ceux trouvés dans la littérature suggèrent que nos conclusions peuvent être généralisées à des systèmes de soins similaires au nôtre. Il est ainsi vraisemblable que nos résultats s'appliquent à d'autres provinces canadiennes (Colombie-Britannique, Alberta), à certains états australiens (New South Wales, South Australia, Victoria) et à la Nouvelle-Zélande. En effet, à l'instar du Québec, ces deux pays possèdent un système de traumatologie ainsi qu'un registre des traumatismes qui prennent comme référence le modèle nord-américain (102, 103).

5.3. Précision et puissance

Bien qu'aucune mesure de taille d'effet minimale ne fût visée dans notre étude, la taille d'échantillon demeure importante afin d'obtenir des estimations avec une précision suffisante. La grande taille de notre population d'étude ($n = 11\ 199$) a permis d'avoir une excellente précision pour nos estimations, comme en témoigne l'étroitesse des intervalles de confiance des rapports de moyennes géométriques. Une des règles de pouce pour l'estimation de taille d'échantillon pour les régressions linéaires multiples consiste à avoir de 10 à 20 observations par variable indépendante (104, 105), une condition largement satisfaite par notre échantillon. Dans le cas de modèles hiérarchiques, une règle commune est d'avoir au moins 20 groupes avec 30 observations par groupe. D'aucuns ont toutefois souligné qu'afin d'avoir une puissance statistique suffisante, il importe d'avoir au moins 30 groupes avec 30 sujets par groupe (106). À nouveau, cette condition est satisfaite étant donné que chacun des 57 centres avait au moins 30 observations. De plus, nos objectifs ne nécessitaient pas de faire de l'inférence basée sur les centres.

Conclusion

Dans cette étude de cohorte rétrospective multicentrique basée sur le système mature et inclusif de traumatologie du Québec, nous avons observé que la DDS en soins aigus chez les patients admis pour un TCC est légèrement sous-estimée lorsque seule la DDS index est prise en compte. Cette sous-estimation d'approximativement une journée peut paraître peu importante d'un point de vue clinique, mais elle représente en moyenne 10% de la DDS totale. Considérant qu'une journée d'hospitalisation représente environ 600-900\$ par jour, cela représente un fardeau important annuellement lorsque l'on considère l'ensemble des patients admis pour un TCC. De plus, les résultats suggèrent que les patients victimes de TCC utilisent beaucoup plus de ressources hospitalières que les admissions provinciales générales. D'une part, ils ont une DDS plus longue que ces derniers ; d'autre part, la proportion de la DDS index passée à l'unité des soins intensifs chez les patients ayant subi un TCC est particulièrement importante. En raison de la différence entre les centres de traumatologie eu égard à la définition des unités de soins intensifs et intermédiaires, il est toutefois possible que la proportion observée soit légèrement surestimée ou sous-estimée. À cet égard, il serait pertinent que l'information relative à la définition de ces unités pour chacun des centres du système de traumatologie soit disponible lors de futures recherches.

Par ailleurs, nous avons identifié huit variables qui rendent compte de plus de 80% de la variance expliquée de la DDS index (destination à la sortie de l'hôpital, sévérité des blessures concomitantes, *GCS*, sévérité du TCC, ventilation mécanique à l'unité des soins intensifs, nombre de comorbidités, âge et chirurgie) et cinq variables qui expliquent plus de 80% de la variation de la DDS à l'unité des soins intensifs (ventilation mécanique, *GCS*, sévérité des blessures concomitantes, sévérité du TCC, chirurgie). Cette information peut être utilisée afin d'optimiser l'utilisation des ressources chez les patients admis pour un TCC. Cette information comprend certes des déterminants non modifiables (âge, sexe, sévérité de la blessure, etc.), mais il y a également des facteurs potentiellement modifiables, notamment le lieu de destination dont l'importance est ressortie dans nos analyses. La planification de la sortie de l'hôpital vers des soins de longue durée ou en réhabilitation pourrait en ce sens constituer un moyen efficace pour réduire la proportion du séjour index

non nécessaire. Cette stratégie d'optimisation fait l'objet d'une attention particulière et est connue sous l'expression « *discharge planning* » dans la littérature anglophone. De plus, les résultats suggèrent qu'il faudrait étudier la contribution des complications aux séjours prolongés à l'unité des soins intensifs chez les patients sous ventilation mécanique afin de savoir si une meilleure prévention des complications aurait le potentiel d'optimiser le séjour à l'unité de soins intensifs chez ces patients. Cette étude permet de souligner l'importance de surveiller l'utilisation des ressources ainsi que de développer et d'implémenter des interventions pour améliorer la qualité des soins spécifiquement pour les patients ayant subi un TCC. Cependant, d'autres recherches devraient être réalisées afin d'identifier les facteurs qui influencent les séjours prolongés en soins aigus chez les victimes de TCC. Pour ce faire, il serait nécessaire que l'information permettant d'identifier et de décrire les séjours prolongés soit collectée, notamment en spécifiant le moment exact où le patient est apte à quitter l'hôpital et non seulement le moment de son départ.

Bibliographie

1. Faul M XL, Wald MM, Coronado VG. Traumatic Brain Injury in the United States: Emergency Department Visits, Hospitalizations and Deaths 2002–2006. Atlanta (GA): Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Injury Prevention and Control. 2010.
2. Neurological Disorders : public health challenges: World Health Organization; 2006. Available from: http://www.who.int/mental_health/neurology/neurodiso/en/.
3. Consensus conference. Rehabilitation of persons with traumatic brain injury. NIH Consensus Development Panel on Rehabilitation of Persons With Traumatic Brain Injury. JAMA : the journal of the American Medical Association. 1999;282(10):974-83.
4. Le fardeau des maladies, troubles et traumatismes neurologiques au Canada. Ottawa, ICIS; 2007.
5. Rockhill CM, Jaffe K, Zhou C, Fan MY, Katon W, Fann JR. Health care costs associated with traumatic brain injury and psychiatric illness in adults. Journal of neurotrauma. 2012;29(6):1038-46.
6. Leibson CL, Brown AW, Hall Long K, Ransom JE, Mandrekar J, Osler TM, et al. Medical care costs associated with traumatic brain injury over the full spectrum of disease: a controlled population-based study. Journal of neurotrauma. 2012;29(11):2038-49.
7. McGarry LJ, Thompson D, Millham FH, Cowell L, Snyder PJ, Lenderking WR, et al. Outcomes and costs of acute treatment of traumatic brain injury. The Journal of trauma. 2002;53(6):1152-9.
8. Schneier AJ, Shields BJ, Hostetler SG, Xiang H, Smith GA. Incidence of pediatric traumatic brain injury and associated hospital resource utilization in the United States. Pediatrics. 2006;118(2):483-92.
9. Yuan Q, Liu H, Wu X, Sun Y, Yao H, Zhou L, et al. Characteristics of acute treatment costs of traumatic brain injury in Eastern China--a multi-centre prospective observational study. Injury. 2012;43(12):2094-9.
10. McDonagh MS, Smith DH, Goddard M. Measuring appropriate use of acute beds. A systematic review of methods and results. Health policy. 2000;53(3):157-84.
11. Caminiti C, Meschi T, Braglia L, Diodati F, Iezzi E, Marcomini B, et al. Reducing unnecessary hospital days to improve quality of care through physician accountability: a cluster randomised trial. BMC health services research. 2013;13:14.
12. Holbrook TL, Hoyt DB, Anderson JP. The impact of major in-hospital complications on functional outcome and quality of life after trauma. The Journal of trauma. 2001;50(1):91-5.
13. de Jongh MA, Bosma E, Leenen LP, Verhofstad MH. Increased consumption of hospital resources due to complications: an assessment of costs in a level I trauma center. The Journal of trauma. 2011;71(5):E102-9.
14. The Lancet N. A rally for traumatic brain injury research. Lancet neurology. 2013;12(12):1127.
15. Hyder AA, Wunderlich CA, Puvanachandra P, Gururaj G, Kobusingye OC. The impact of traumatic brain injuries: a global perspective. NeuroRehabilitation. 2007;22(5):341-53.

16. Nathens AB, Cryer HG, Fildes J. The American College of Surgeons Trauma Quality Improvement Program. *The Surgical clinics of North America*. 2012;92(2):441-54, x-xi.
17. Moore L, Stelfox HT, Turgeon AF, Nathens A, Bourgeois G, Lapointe J, et al. Hospital Length of Stay Following Admission for Traumatic Injury In Canada: A Multicenter Cohort Study. *Annals of surgery*. 2014;(accepté, non publié).
18. Vitaz TW, Jenks J, Raque GH, Shields CB. Outcome following moderate traumatic brain injury. *Surgical neurology*. 2003;60(4):285-91; discussion 91.
19. Lehmkuhl DI, Hall KM, Mann N, Gordon WA. Factors that influence costs and length of stay of persons with traumatic brain injury in acute care and inpatient rehabilitation. *Journal of Head Trauma Rehabilitation*. 1993;8(2):88-100.
20. Moein H, Khalili HA, Keramatian K. Effect of methylphenidate on ICU and hospital length of stay in patients with severe and moderate traumatic brain injury. *Clinical neurology and neurosurgery*. 2006;108(6):539-42.
21. Renner C, Hummelsheim H, Kopczak A, Steube D, Schneider HJ, Schneider M, et al. The influence of gender on the injury severity, course and outcome of traumatic brain injury. *Brain injury : [BI]*. 2012;26(11):1360-71.
22. Fakhry SM, Trask AL, Waller MA, Watts DD, Force INT. Management of brain-injured patients by an evidence-based medicine protocol improves outcomes and decreases hospital charges. *The Journal of trauma*. 2004;56(3):492-9; discussion 9-500.
23. Cuthbert JP, Corrigan JD, Harrison-Felix C, Coronado V, Dijkers MP, Heinemann AW, et al. Factors That Predict Acute Hospitalization Discharge Disposition for Adults With Moderate to Severe Traumatic Brain Injury. *Archives of physical medicine and rehabilitation*. 2011;92(5):721-30.e3.
24. McNett M, Sarver W, Wilczewski P. The prevalence, treatment and outcomes of agitation among patients with brain injury admitted to acute care units. *Brain injury : [BI]*. 2012;26(9):1155-62.
25. Majidi S, Siddiq F, Qureshi AI. Prehospital neurologic deterioration is independent predictor of outcome in traumatic brain injury: analysis from National Trauma Data Bank. *The American journal of emergency medicine*. 2013;31(8):1215-9.
26. Traumatic Brain Injury [cited 2015 June 11]. Available from: <http://www.traumaticbraininjury.com/>.
27. Senkowski CK, McKenney MG. Trauma scoring systems: a review. *Journal of the American College of Surgeons*. 1999;189(5):491-503.
28. Teasdale G, Jennett B. Assessment of coma and impaired consciousness. A practical scale. *Lancet*. 1974;2(7872):81-4.
29. Jennett B, Teasdale G. Aspects of coma after severe head injury. *Lancet*. 1977;1(8017):878-81.
30. Moore L, Lavoie A, Camden S, Le Sage N, Sampalis JS, Bergeron E, et al. Statistical validation of the Glasgow Coma Score. *The Journal of trauma*. 2006;60(6):1238-43; discussion 43-4.
31. Andelic N. The epidemiology of traumatic brain injury. *Lancet neurology*. 2013;12(1):28-9.
32. Champion HR, Sacco WJ, Copes WS, Gann DS, Gennarelli TA, Flanagan ME. A revision of the Trauma Score. *The Journal of trauma*. 1989;29(5):623-9.
33. Boyd CR, Tolson MA, Copes WS. Evaluating trauma care: the TRISS method. Trauma Score and the Injury Severity Score. *The Journal of trauma*. 1987;27(4):370-8.

34. ICIS. Traumatismes crâniens au Canada : Une décennie de changements (1994-1995 à 2003-2004): Institut canadien d'information sur la santé; 2006. Available from: https://secure.cihi.ca/free_products/ntr_head_injuries_2006_f.pdf.
35. Feigin VL, Theadom A, Barker-Collo S, Starkey NJ, McPherson K, Kahan M, et al. Incidence of traumatic brain injury in New Zealand: a population-based study. *Lancet neurology*. 2013;12(1):53-64.
36. Frohlich S, Johnson P, Moriarty J. Prevalence, management and outcomes of traumatic brain injury patients admitted to an Irish intensive care unit. *Irish journal of medical science*. 2011;180(2):423-7.
37. Wise EK, Hoffman JM, Powell JM, Bombardier CH, Bell KR. Benefits of exercise maintenance after traumatic brain injury. *Archives of physical medicine and rehabilitation*. 2012;93(8):1319-23.
38. Pagulayan KF, Temkin NR, Machamer J, Dikmen SS. A longitudinal study of health-related quality of life after traumatic brain injury. *Archives of physical medicine and rehabilitation*. 2006;87(5):611-8.
39. Finnanger TG, Skandsen T, Andersson S, Lydersen S, Vik A, Indredavik M. Differentiated patterns of cognitive impairment 12 months after severe and moderate traumatic brain injury. *Brain injury : [BI]*. 2013;27(13-14):1606-16.
40. Cameron CM, Purdie DM, Kliewer EV, McClure RJ. Ten-year outcomes following traumatic brain injury: a population-based cohort. *Brain injury : [BI]*. 2008;22(6):437-49.
41. Bombardier CH, Fann JR, Temkin NR, Esselman PC, Barber J, Dikmen SS. Rates of major depressive disorder and clinical outcomes following traumatic brain injury. *JAMA : the journal of the American Medical Association*. 2010;303(19):1938-45.
42. Whelan-Goodinson R, Ponsford J, Johnston L, Grant F. Psychiatric disorders following traumatic brain injury: their nature and frequency. *J Head Trauma Rehabil*. 2009;24(5):324-32.
43. Kozlowski O, Pollez B, Thevenon A, Dhellemmes P, Rousseaux M. [Outcome and quality of life after three years in a cohort of patients with severe traumatic brain injury]. *Annales de readaptation et de medecine physique : revue scientifique de la Societe francaise de reeducation fonctionnelle de readaptation et de medecine physique*. 2002;45(8):466-73.
44. Chen A, Bushmeneva K, Zagorski B, Colantonio A, Parsons D, Wodchis WP. Direct cost associated with acquired brain injury in Ontario. *BMC neurology*. 2012;12:76.
45. Tuominen R, Joelsson P, Tenovuo O. Treatment costs and productivity losses caused by traumatic brain injuries. *Brain injury : [BI]*. 2012;26(13-14):1697-701.
46. Corrigan JD, Selassie AW, Orman JA. The epidemiology of traumatic brain injury. *J Head Trauma Rehabil*. 2010;25(2):72-80.
47. Frederickson TA, Renner CH, Swegle JR, Sahr SM. The Cumulative Effect of Multiple Critical Care Protocols on Length of Stay in a Geriatric Trauma Population. *J Intensive Care Med*. 2012.
48. O'Keefe GE, Jurkovich GJ, Maier RV. Defining excess resource utilization and identifying associated factors for trauma victims. *The Journal of trauma*. 1999;46(3):473-8.
49. Dutton RP, Cooper C, Jones A, Leone S, Kramer ME, Scalea TM. Daily multidisciplinary rounds shorten length of stay for trauma patients. *The Journal of trauma*. 2003;55(5):913-9.
50. Lee K, Rincon F. Pulmonary complications in patients with severe brain injury. *Critical care research and practice*. 2012;2012:207247.

51. Marjanovic V, Novak V, Velickovic L, Marjanovic G. [The incidence and risk factors of ventilator-associated pneumonia in patients with severe traumatic brain injury]. *Medicinski pregled*. 2011;64(7-8):403-7.
52. Arabi Y, Venkatesh S, Haddad S, Al Shimemeri A, Al Malik S. A prospective study of prolonged stay in the intensive care unit: predictors and impact on resource utilization. *International journal for quality in health care : journal of the International Society for Quality in Health Care / ISQua*. 2002;14(5):403-10.
53. Pasquali SK, He X, Jacobs ML, Shah SS, Peterson ED, Gaies MG, et al. Excess costs associated with complications and prolonged length of stay after congenital heart surgery. *The Annals of thoracic surgery*. 2014;98(5):1660-6.
54. Borghans I, Hekkert KD, Den Ouden L, Cihangir S, Vesseur J, Kool RB, et al. Unexpectedly long hospital stays as an indicator of risk of unsafe care: an exploratory study. *BMJ open*. 2014;4(6):e004773.
55. Ong AW, Omert LA, Vido D, Goodman BM, Protetch J, Rodriguez A, et al. Characteristics and outcomes of trauma patients with ICU lengths of stay 30 days and greater: a seven-year retrospective study. *Critical care*. 2009;13(5):R154.
56. Reid CL, Campbell IT, Little RA. Muscle wasting and energy balance in critical illness. *Clinical nutrition*. 2004;23(2):273-80.
57. Gruther W, Benesch T, Zorn C, Paternostro-Sluga T, Quittan M, Fialka-Moser V, et al. Muscle wasting in intensive care patients: ultrasound observation of the M. quadriceps femoris muscle layer. *Journal of rehabilitation medicine : official journal of the UEMS European Board of Physical and Rehabilitation Medicine*. 2008;40(3):185-9.
58. Bodanapally UK, Shanmuganathan K, Nutakki K, Mirvis SE, Sliker CW, Shet N. Implementation of 24/7 radiology services in an academic medical centre level 1 trauma centre: Impact on trauma resuscitation unit length of stay and economic benefit analysis. *Injury*. 2011.
59. Frederickson TA, Renner CH, Swegle JR, Sahr SM. The cumulative effect of multiple critical care protocols on length of stay in a geriatric trauma population. *Journal of intensive care medicine*. 2013;28(1):58-66.
60. Jarrett LA, Emmett M. Utilizing trauma nurse practitioners to decrease length of stay. *Journal of trauma nursing : the official journal of the Society of Trauma Nurses*. 2009;16(2):68-72.
61. Mains C, Scarborough K, Bar-Or R, Hawkes A, Huber J, Bourg P, et al. Staff commitment to trauma care improves mortality and length of stay at a level I trauma center. *The Journal of trauma*. 2009;66(5):1315-20.
62. Robinson BR, Mueller EW, Henson K, Branson RD, Barsoum S, Tsuei BJ. An analgesia-delirium-sedation protocol for critically ill trauma patients reduces ventilator days and hospital length of stay. *The Journal of trauma*. 2008;65(3):517-26.
63. Legorreta AP, Mikos J, Sullivan A, Delany HM. The high cost of hospital trauma care: an analysis of hospital length of stay, injury severity score, case mix index, and reimbursement-to-cost ratio. *Journal of the Association for Academic Minority Physicians : the official publication of the Association for Academic Minority Physicians*. 1993;4(2):52-5.
64. Schwab CW, Young G, Civil I, Ross SE, Talucci R, Rosenberg L, et al. DRG reimbursement for trauma: the demise of the trauma center (the use of ISS grouping as an early predictor of total hospital cost). *The Journal of trauma*. 1988;28(7):939-46.

65. Siegel JH, Shafi S, Goodarzi S, Dischinger PC. A quantitative method for cost reimbursement and length of stay quality assurance in multiple trauma patients. *The Journal of trauma*. 1994;37(6):928-37.
66. Kalb PE, Miller DH. Utilization strategies for intensive care units. *JAMA : the journal of the American Medical Association*. 1989;261(16):2389-95.
67. Solberg BC, Dirksen CD, Nieman FH, van Merode G, Poeze M, Ramsay G. Changes in hospital costs after introducing an intermediate care unit: a comparative observational study. *Critical care*. 2008;12(3):R68.
68. Fakhry SM, Couillard D, Liddy CT, Adams D, Norcross ED. Trauma center finances and length of stay: identifying a profitability inflection point. *Journal of the American College of Surgeons*. 2010;210(5):817-21, 21-3.
69. Thompson HJ, Weir S, Rivara FP, Wang J, Sullivan SD, Salkever D, et al. Utilization and costs of health care after geriatric traumatic brain injury. *Journal of neurotrauma*. 2012;29(10):1864-71.
70. Palmer S, Bader MK, Qureshi A, Palmer J, Shaver T, Borzatta M, et al. The impact on outcomes in a community hospital setting of using the AANS traumatic brain injury guidelines. *American Association of Neurological Surgeons. The Journal of trauma*. 2001;50(4):657-64.
71. Bergeron E, Lavoie A, Moore L, Bamvita JM, Ratté S, Gravel C, et al. Is the delay to surgery for isolated hip fracture predictive of outcome in efficient systems? *The Journal of trauma*. 2006;60(4):753-7.
72. Zhao LP, Gerdin M, Westman L, Rodriguez-Llanes JM, Wu Q, van den Oever B, et al. Hospital stay as a proxy indicator for severe injury in earthquakes: a retrospective analysis. *PloS one*. 2013;8(4):e61371.
73. Bergeron E, Lavoie A, Moore L, Clas D, Rossignol M. Comorbidity and age are both independent predictors of length of hospitalization in trauma patients. *Canadian journal of surgery Journal canadien de chirurgie*. 2005;48(5):361-6.
74. Yeung JT, Williams J, Bowling WM. Effect of cocaine use on outcomes in traumatic brain injury. *Journal of emergencies, trauma, and shock*. 2013;6(3):189-94.
75. Sigurta A, Zanaboni C, Canavesi K, Citerio G, Beretta L, Stocchetti N. Intensive care for pediatric traumatic brain injury. *Intensive care medicine*. 2013;39(1):129-36.
76. Liberman M, Mulder DS, Lavoie A, Sampalis JS. Implementation of a trauma care system: evolution through evaluation. *The Journal of trauma*. 2004;56(6):1330-5.
77. American College of Surgeons Committee on Trauma. Resources for optimal care of the injured patient. Chicago: American College of Surgeons; 2006.
78. Banque de données ministérielles du système d'information du Registre des traumatismes du Québec (BDM-SIRTQ): Ministère de la Santé et des Services Sociaux du Québec; 2014. Available from: <http://www.ramq.gouv.qc.ca/fr/donnees-statistiques/sur-demande/donnees-msss/Pages/bdm-sirtq.aspx>.
79. Moore L, Lavoie A, Bergeron E, Emond M. Modeling probability-based injury severity scores in logistic regression models: the logit transformation should be used. *The Journal of trauma*. 2007;62(3):601-5.
80. Abbreviated Injury Scale (AIS) 1990. Illinois: AAAM Publications; 1990.
81. Vittinghoff E. Regression methods in biostatistics linear, logistic, survival, and repeated measures models. 2005. New York: Springer. Available from: Accès via SpringerLink <http://dx.doi.org/10.1007/b138825>
<http://ariane.ulaval.ca/cgi-bin/recherche.cgi?qu=i9780387272559>.

82. Fitzmaurice GM, Laird NM, Ware JH. Applied longitudinal analysis. 2nd ed ed. Hoboken, N.J: Wiley; 2011. xxv, 701 p p.
83. Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. 2nd ed. Hillsdale, N.J.: L. Erlbaum Associates; 1988. xxi, 567 p. p.
84. Selya AS, Rose JS, Dierker LC, Hedeker D, Mermelstein RJ. A Practical Guide to Calculating Cohen's $f(2)$, a Measure of Local Effect Size, from PROC MIXED. *Frontiers in psychology*. 2012;3:111.
85. Rubin DB. Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys: Wiley; 2004.
86. Schafer JL. Multiple imputation: a primer. *Statistical methods in medical research*. 1999;8(1):3-15.
87. Bodner TE. What Improves with Increased Missing Data Imputations? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 2008;15(4):651-75.
88. Moore L, Hanley JA, Lavoie A, Turgeon A. Evaluating the validity of multiple imputation for missing physiological data in the national trauma data bank. *Journal of emergencies, trauma, and shock*. 2009;2(2):73-9.
89. Moore L, Hanley JA, Turgeon AF, Lavoie A, Emond M. A multiple imputation model for imputing missing physiologic data in the national trauma data bank. *Journal of the American College of Surgeons*. 2009;209(5):572-9.
90. Moore L, Lavoie A, LeSage N, Liberman M, Sampalis JS, Bergeron E, et al. Multiple imputation of the Glasgow Coma Score. *The Journal of trauma*. 2005;59(3):698-704.
91. Yuan Y. Multiple Imputation Using SAS Software. *Journal of Statistical Software*. 2011;45(6):1--25.
92. Ingeman A, Andersen G, Hundborg HH, Svendsen ML, Johnsen SP. In-hospital medical complications, length of stay, and mortality among stroke unit patients. *Stroke; a journal of cerebral circulation*. 2011;42(11):3214-8.
93. Edlin R, Tubeuf S, Achten J, Parsons N, Costa M. Cost-effectiveness of total hip arthroplasty versus resurfacing arthroplasty: economic evaluation alongside a clinical trial. *BMJ open*. 2012;2(5).
94. Royston P. Multiple imputation of missing values: further update of ice, with an emphasis on interval censoring. *Stata Journal*. 2007;7(4):445-64.
95. Rothman KJ. *Epidemiology : an introduction*. 2nd ed ed. Oxford: Oxford University Press; 2012. viii, 268 p p.
96. Rothman KJ, Greenland S, Lash TL. *Modern epidemiology*. 3rd ed ed. Philadelphia: Wolters Kluwer / Lippincott Williams & Wilkins; 2008. x, 758 p p.
97. Greenland S. DOSE-RESPONSE AND TREND ANALYSIS IN EPIDEMIOLOGY - ALTERNATIVES TO CATEGORICAL ANALYSIS. *EPIDEMIOLOGY*. 1995;6(4):356-65.
98. Moore L, Hanley JA, Turgeon AF, Lavoie A. A Comparison of Generalized Additive Models to Other Common Modeling Strategies for Continuous Covariates: Implications for Risk Adjustment. *Journal of Biometrics & Biostatistics*. 2011;02(01).
99. Sterne JA, White IR, Carlin JB, Spratt M, Royston P, Kenward MG, et al. Multiple imputation for missing data in epidemiological and clinical research: potential and pitfalls. *BMJ*. 2009;338:b2393.
100. Kuimi BL, Moore L, Cisse B, Gagne M, Lavoie A, Bourgeois G, et al. Access to a Canadian provincial integrated trauma system: a population-based cohort study. *Injury*. 2015;46(4):595-601.

101. Arango-Lasprilla JC, Ketchum JM, Cifu D, Hammond F, Castillo C, Nicholls E, et al. Predictors of extended rehabilitation length of stay after traumatic brain injury. *Archives of physical medicine and rehabilitation*. 2010;91(10):1495-504.
102. Delprado AM. Trauma systems in Australia. *Journal of trauma nursing : the official journal of the Society of Trauma Nurses*. 2007;14(2):93.
103. Cameron PA, Gabbe B, McNeil J, Finch C, Smith K, Cooper J, et al. The trauma registry as a statewide quality improvement tool. *JOURNAL OF TRAUMA-INJURY INFECTION AND CRITICAL CARE*. 2005;59(6):1469-76.
104. Green SB. How Many Subjects Does It Take To Do A Regression Analysis. *Multivariate Behavioral Research*. 1991;26(3):499-510.
105. Harrell FE, Jr., Lee KL, Matchar DB, Reichert TA. Regression models for prognostic prediction: advantages, problems, and suggested solutions. *Cancer treatment reports*. 1985;69(10):1071-77.
106. Newman D, Newman I. Multilevel Modeling: Clarifying Issues of Concern. *Multiple Linear Regression Viewpoints*. 2012;38(1).

Annexes

Annexe 1. Banque de données ministérielles MED-ÉCHO

Banque de données ministérielles MED-ÉCHO	
Séjours hospitaliers	Diagnostics
Numéro séquentiel banalisé du séjour hospitalier	Numéro séquentiel banalisé du séjour hospitalier
Numéro banalisé de l'individu	Numéro banalisé de l'individu
Numéro banalisé de l'établissement	Type de diagnostic
Région sociosanitaire de l'établissement	Numéro séquentiel du diagnostic
Date d'admission	Numéro séquentiel du système de classification
Date de départ	Code de diagnostic médical clinique
Type de soins	Code de caractéristique du diagnostic
Date de l'accident	
Numéro séquentiel du système de classification	Services
Code diagnostic de la cause de l'accident	Numéro séquentiel banalisé du séjour hospitalier
Code diagnostic du lieu de l'accident	Numéro banalisé de l'individu
Numéro banalisé de l'établissement MSSS de provenance	Numéro de séjour du service hospitalier
Type de lieu de provenance	Code de service
Date d'arrivée à l'urgence	Classe du dispensateur lors du service
Nombre de jours à l'urgence	Code de spécialité du dispensateur lors du service
Durée du séjour hospitalier	Nombre de jours dans le service
Numéro banalisé de l'établissement MSSS de destination	
Type de lieu de destination	Interventions
Type de décès	Numéro séquentiel banalisé du séjour hospitalier
	Numéro banalisé de l'individu
	Numéro de l'intervention
Soins intensifs	Date de l'intervention
Numéro séquentiel banalisé du séjour hospitalier	Numéro séquentiel du système de classification
Numéro banalisé de l'individu	Code d'intervention santé
Numéro de séjour aux soins intensifs	Code de l'attribut de situation d'intervention
Code de l'unité de soins intensifs	Code de l'attribut du lieu d'intervention
Nombre de jours aux soins intensifs	Code de l'attribut d'étendue de l'intervention

Annexe 2. Banque de données ministérielles du système d'information du Registre des traumatismes du Québec (BDM-SIRTQ)

BDM-SIRTQ	
Événements	Séjour
Numéro banalisé de l'établissement	Numéro banalisé de l'établissement
Numéro séquentiel du traumatisme	Numéro séquentiel du traumatisme
Numéro de séquence de l'événement	Numéro de séquence de l'événement
Numéro banalisé de l'individu	Numéro banalisé de l'individu
Année de la période	Numéro de séjour
Numéro de la période	Type de séjour
Âge de l'utilisateur	Date et heure d'arrivée
Sexe de l'utilisateur	Code du mode de transport à l'arrivée
Code de municipalité de résidence	Type de provenance
Code RLS	Numéro banalisé d'établissement de provenance
Date et heure du traumatisme	Date et heure de départ
Cause externe du traumatisme	DDS à l'urgence
Code diagnostic de l'activité	DDS à l'admission
Cause à l'origine du traumatisme	Type de destination
Code du lieu du traumatisme	Numéro banalisé d'établissement de destination
Code de municipalité du traumatisme	Code de statut à l'arrivée à l'urgence
Région de blessure pénétrante	Valeur de GCS (Glasgow Coma Scale)
Numéro banalisé de la première installation visitée	
Date et heure d'arrivée à la première installation	Unité de soins
Code de transport à la première installation	Numéro banalisé de l'établissement
Valeur du calcul de l'ISS	Numéro séquentiel du traumatisme
	Numéro de séquence de l'événement
Service d'admission	Numéro banalisé de l'individu
Numéro banalisé de l'établissement	Numéro de séjour
Numéro séquentiel du traumatisme	Numéro de l'unité de soins
Numéro de séquence de l'événement	Code de l'unité de soins
Numéro banalisé de l'individu	Date et heure d'arrivée à l'unité de soins
Numéro de séjour	Date et heure de départ à l'unité de soins
Numéro du service	
Date et heure du service d'admission	Traitements
Code du service	Numéro banalisé de l'établissement
	Numéro séquentiel du traumatisme
Blessures	Numéro de séquence de l'événement
Numéro banalisé de l'établissement	Numéro banalisé de l'individu
Numéro séquentiel du traumatisme	Numéro de séjour
Numéro de séquence de l'événement	Numéro de traitement
Numéro banalisé de l'individu	Date et heure du traitement
Numéro de la blessure	Code d'intervention santé
Code AIS	Code de lieu de traitement
Code de diagnostic 1 à 5	Date et heure de sortie de la salle d'opération

Annexe 3. Proportion d'incidence de mortalité au Québec entre 1992 et 2002

Trauma Mortality Rates in Quebec (1992-2002) (76).			
Year	Patients (n)	Deaths	Rates of mortality
1992-1993	1,884	976	51.8%
1993-1994	1,953	789	40.4%
1994-1995	2,188	536	24.5%
1995-1996	2,107	420	19.9%
1996-1997	1,969	360	18.3%
1997-1998	2,107	372	17.7%
1998-1999	3,010	153	5.1%
1999-2000	4,731	381	8.1%
2000-2001	4,607	377	8.2%
2001-2002	3,823	328	8.6%

Annexe 4. Abbreviated Injury Scale & Injury Severity Score

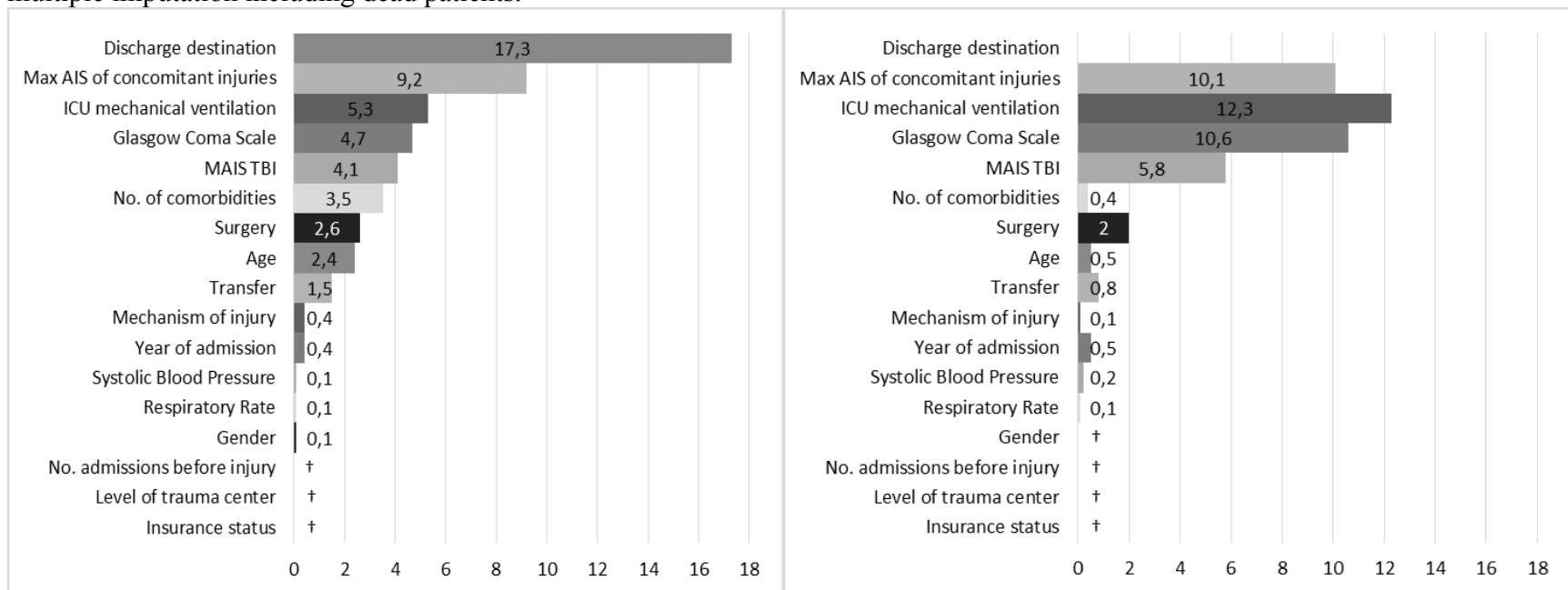
Abbreviated Injury Scale & Injury Severity Score			
AIS Score	Injury	ISS Score	Injury
1	Minor	1	Minor
2	Moderate	2	Moderate
3	Serious	3	Severe (not life-threatening)
4	Severe	4	Severe
5	Critical	5	Critical (survival uncertain)
6	Maximum (unsurvivable)		
9	Not further specified (NFS)		

Annexe 5. Glasgow Coma Scale to evaluate brain injury in adults

Glasgow Coma Scale to evaluate brain injury in adults			
Points awarded	Eye opening	Verbal response	Motor response
1	None	None	None
2	To pain	Sounds (incomprehensible)	Extends
3	To speech	Words (inappropriate)	Abnormal flexion
4	Spontaneous	Confused	Withdraws
5		Orientated	Localizes pain
6			Obeys command

Annexe 6. Figure de l'importance relative des déterminants de la durée de séjour (analyses pour la mortalité avec imputation multiple)

Figure 4. Relative effect size (Cohen's f^2 , %) of index hospital (left) and intensive care unit (right) length of stay determinants with multiple imputation including dead patients.



† $p > 0.05$.

Annexe 7. Tableau des déterminants de la durée de séjour (analyses pour la mortalité avec imputation multiple)

Table 2. Determinants of index and intensive care unit (ICU) length of stay (LOS) with adjusted geometric mean ratios (GMR) and 95% confidence intervals (CI) for imputed length of stay with dead patients.

Variables	Index		ICU		
	N (%)	GMR* (95% CI)	N (%)	GMR (95% CI)	
All patients	13,287	—	6219 (46.8)	—	
Characteristics of patients					
Age	16-54	5715 (43.0)	1	3287 (52.9)	1
	55-64	1702 (12.8)	1.17 (1.12-1.22)	884 (41.2)	1.11 (1.04-1.18)
	65-74	1851 (13.9)	1.26 (1.20-1.32)	843 (13.6)	1.19 (1.12-1.28)
	75-84	2507 (18.9)	1.42 (1.36-1.49)	884 (14.2)	1.12 (1.04-1.19)
	≥ 85	1512 (13.4)	1.49 (1.41-1.58)	321 (5.1)	1.03 (0.93-1.16)
	<i>Trend p-value</i>		<.0001		<.0001
Gender	Male	8882 (66.9)	1	4562 (73.4)	1
	Female	4405 (33.1)	1.04 (1.01-1.07)	1657 (26.6)	0.97 (0.93-1.02)
	<i>P-value</i>		0.009		0.1
Number of comorbidities	0	6397 (48.1)	1	3283 (52.79)	1
	1	2550 (19.2)	1.14 (1.11-1.18)	1188 (19.1)	1.02 (0.96-1.08)
	2	1938 (14.6)	1.24 (1.19-1.30)	827 (13.3)	1.12 (1.05-1.19)
	≥ 3	2402 (18.1)	1.57 (1.50-1.64)	921 (14.8)	1.14 (1.06-1.23)
	<i>P-value</i>		<.0001		0.007
Mechanism of injury	MVC	4634 (34.9)	1	2777 (44.7)	1
	Fall	7221 (54.4)	0.92 (0.88-0.95)	2713 (43.6)	0.93 (0.88-0.99)
	Penetrating (firearm, bladed weapon or sharp object)	149 (1)	1.16 (1.00-1.34)	110 (1.8)	1.04 (0.88-1.23)
	Other	1283 (9.7)	0.86 (0.81-0.90)	619 (9.9)	1.02 (0.96-1.10)
	<i>P-value</i>		<.0001		0.04
Glasgow Coma	13-15	9507 (71.5)	1	3178 (51.1)	1

Scale	9-12	1081 (8.1)	1.29 (1.22-1.36)	714 (11.5)	1.30 (1.21-1.40)
	3-8	2699 (20.3)	1.57 (1.50-1.64)	2327 (37.4)	1.72 (1.64-1.81)
	<i>Trend p-value</i>		<.0001		<.0001
MAIS head	2	2335 (17.6)	1	771 (12.4)	1
	3	2383 (17.9)	1.02 (0.97-1.07)	918 (14.8)	1.14 (1.06-1.22)
	4	4282 (32.2)	1.23 (1.18-1.29)	1765 (28.4)	1.28 (1.19-1.37)
	5-6	4287 (32.3)	1.57 (1.49-1.65)	2765 (44.5)	1.72 (1.61-1.85)
	<i>Trend p-value</i>		<.0001		<.0001
MAIS of concomitant injuries	None	4093 (30.8)	1	1604 (25.8)	1
	1-2	4221 (31.7)	1.13 (1.09-1.17)	1721 (27.7)	1.15 (1.09-1.22)
	3	3334 (25.1)	1.58 (1.52-1.65)	1650 (26.5)	1.52 (1.43-1.62)
	4	1416 (10.7)	2.17 (2.05-2.29)	1055 (16.9)	1.99 (1.86-2.14)
	5-6	223 (1.7)	3.21 (2.85-3.63)	189 (3.1)	2.90 (2.52-3.33)
	<i>Trend p-value</i>		0.001		<.0001
Systolic blood pressure	Normal (≥ 90)	12,942 (97.4)	1	5941 (95.5)	1
	Abnormal (0-89)	345 (2.6)	1.19 (1.08-1.31)	278 (4.5)	1.30 (1.21-1.40)
	<i>P-value</i>		0.0001		0.003
Respiration rate	Normal (10-29)	12,933 (97.3)	1	5969 (95.9)	1
	Abnormal (0-10 and ≥ 30)	354 (2.7)	1.19 (1.09-1.30)	250 (4.1)	1.10 (0.99-1.24)
	<i>P-value</i>		<.0001		0.06
Number of admissions in 12 months prior to injury	0	11,105 (83.6)	1	5352 (86.1)	1
	1	1379 (10.4)	1.08 (1.04-1.13)	555 (8.9)	1.03 (0.96-1.10)
	2	478 (3.6)	0.99 (0.92-1.07)	171 (2.8)	1.03 (0.91-1.17)
	≥ 3	325 (2.4)	1.04 (0.95-1.13)	141 (2.2)	0.93 (0.82-1.07)
	<i>Trend p-value</i>		0.15		0.9
Treatment related variables					
Insurance status	Provincial Public (RAMQ)	7651 (57.6)	1		
	Road accidents (SAAQ)	3961 (29.8)	1.14 (1.08-1.19)		
	Work accidents (CSST)	470 (3.5)	0.98 (0.92-1.06)		
	Other	1205 (9.1)	0.96 (0.91-1.02)		
	<i>P-value</i>		0.2		

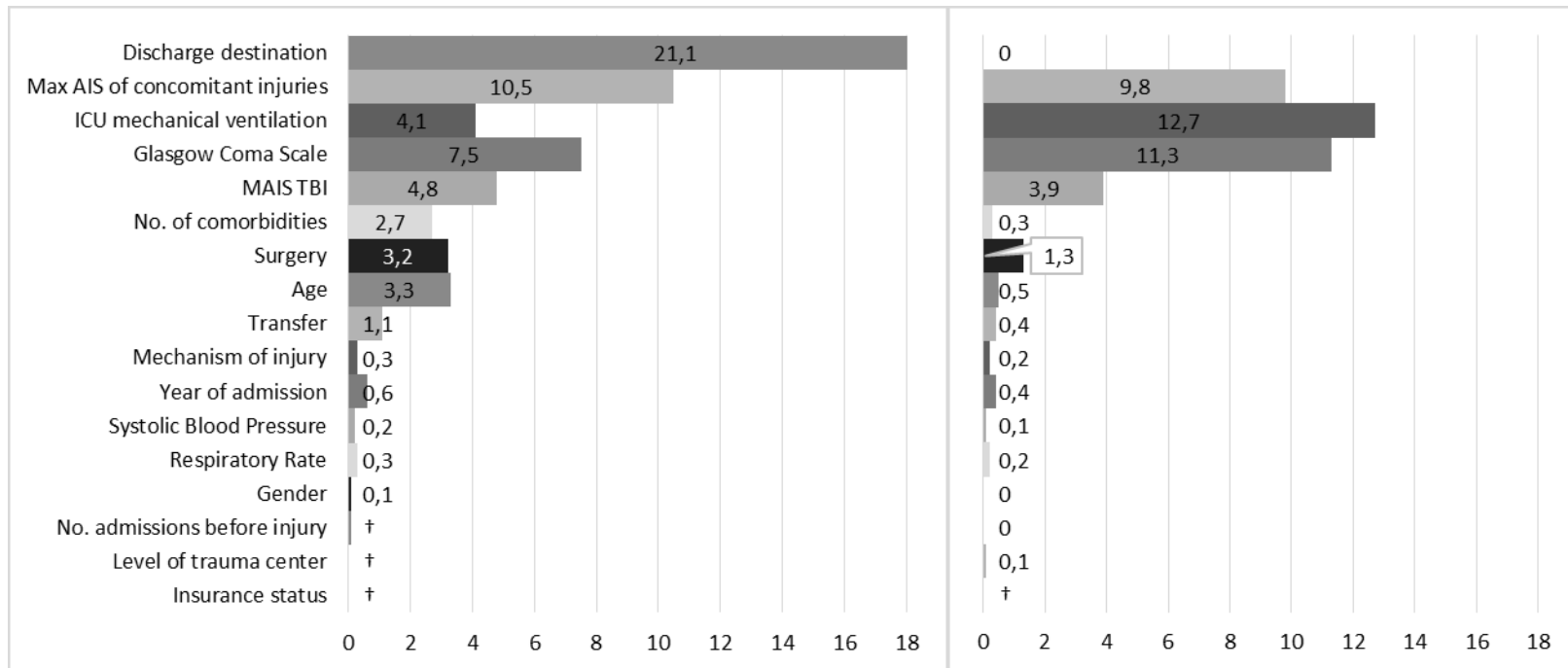
Year of index admission	2007-2008	4015 (30.2)	1	2187 (35.2)	1
	2009-2010	4468 (33.6)	0.99 (0.96-1.02)	2060 (33.1)	0.93 (0.89-0.97)
	2011-2012	4804 (36.2)	0.94 (0.91-0.97)	1972 (31.7)	0.89 (0.86-0.93)
	<i>P-value</i>		<.0001		<.0001
Surgery	No	7540 (56.8)	1	2786 (44.8)	1
	Yes	5747 (43.2)	1.31 (1.27-1.35)	3433 (55.2)	1.21 (1.16-1.26)
	<i>P-value</i>		<.0001		<.0001
ICU	No	7068 (53.2)	1	—	—
	ICU without mechanical ventilation	2301 (17.3)	1.15 (1.11-1.19)	2301 (37.0)	1
	ICU with mechanical ventilation	3918 (29.5)	1.71 (1.64-1.78)	3918 (63.0)	1.92 (1.82-2.02)
	<i>P-value</i>		<.0001		<.0001
Transfer	No	6877 (51.8)	1	2959 (47.6)	1
	Yes	6410 (48.2)	0.82 (0.80-0.85)	3260 (52.4)	0.89 (0.86-0.93)
	<i>P-value</i>		<.0001		<.0001
Discharge destination	Home	4905 (36.9)	1		
	Long stay (CHSLD)	603 (4.5)	2.63 (2.47-2.79)		
	Rehabilitation	2954 (22.2)	2.13 (2.06-2.21)		
	Acute care	1591 (11.9)	1.18 (1.13-1.23)		
	Other	3234 (24.3)	1.12 (1.06-1.17)		
	<i>P-value</i>		<.0001		
Hospital characteristic					
Level of index trauma center	I	7767 (58.5)	1	3892 (62.6)	1
	II	3122 (23.5)	0.91 (0.66-1.27)	1717 (27.6)	0.92 (0.75-1.12)
	III	1860 (14.0)	1.13 (0.85-1.49)	439 (7.1)	1.13 (1.94-1.37)
	IV	538 (4.0)	0.92 (0.70-1.23)	171 (2.7)	1.09 (0.88-1.34)
	<i>P-value</i>		0.16		0.1

MVC: motor vehicle collision, MAIS: maximum abbreviated injury scale score, GCS: Glasgow coma scale score, RAMQ: Régie de l'Assurance maladie du Québec, SAAQ: Société de l'Assurance Automobile du Québec, CSST: Commission de la Santé et de la Sécurité au Travail, CHSLD: Centre d'hébergement et de soins de longue durée.

*Variables “age” to “number of admissions” are adjusted for all other patient characteristics. Variables “insurance status” to “level of index trauma center” are adjusted for all patient and treatment related variables.

Annexe 8. Figure de l'importance relative des déterminants de la durée de séjour (analyses avec données physiologiques complètes)

Figure 5. Relative effect size (Cohen's f^2 , %) of index hospital (left) and intensive care unit (right) length of stay determinants with complete physiological data.



† $p > 0.05$.

Annexe 9. Tableau des déterminants de la durée de séjour (analyses avec les données physiologiques complètes)

Table 3. Determinants of index and intensive care unit (ICU) length of stay (LOS) with adjusted geometric mean ratios (GMR) and 95% confidence intervals (CI) for imputed length of stay with complete physiological data.

Variable	Index		ICU		
	N (%)	GMR* (95% CI)	N (%)	GMR (95% CI)	
All patients	7975	—	3474 (43.6%)	—	
Characteristics of patients					
Age	16-54	1076 (13.5)	1	513 (14.8)	1
	55-64	1091 (13.7)	1.18 (1.12-1.24)	458 (13.2)	1.11 (1.03-1.21)
	65-74	1361 (17.1)	1.28 (1.21-1.35)	419 (12.1)	1.21 (1.11-1.33)
	75-84	732 (9.2)	1.49 (1.41-1.58)	146 (4.2)	1.13 (1.03-1.25)
	≥ 85	3715 (46.6)	1.63 (1.52-1.74)	1938 (55.8)	1.03 (0.89-1.19)
	<i>Trend p-value</i>		<.0001		<.0001
Gender	Male	5459 (68.5)	1	2588 (74.5)	1
	Female	2516 (31.6)	1.05 (1.02-1.09)	886 (25.5)	0.99 (0.93-1.06)
	<i>P-value</i>		0.0043		0.8
Number of comorbidities	0	1641 (20.6)	1	712 (20.5)	1
	1	1216 (15.3)	1.15 (1.11-1.20)	488 (14.1)	1.03 (0.95-1.1)
	2	1342 (16.8)	1.22 (1.16-1.29)	520 (14.9)	1.12 (1.03-1.22)
	≥ 3	3776 (47.3)	1.52 (1.43-1.60)	1754 (50.5)	1.15 (1.04-1.26)
	<i>P-value</i>		<.0001		0.009
Mechanism of injury	MVC	4172 (52.3)	1	1487 (42.8)	1
	Fall	71 (0.9)	0.93 (0.89-0.97)	43 (1.2)	0.97 (0.90-1.04)
	Penetrating (firearm, bladed weapon or sharp object)	793 (9.9)	1.18 (0.99-1.40)	359 (10.3)	1.41 (1.11-1.79)
	Other	2939 (36.9)	0.89 (0.84-0.95)	1585 (45.6)	1.06 (0.96-1.16)
	<i>P-value</i>		<.0001		0.011
MAIS head	2	1450 (18.2)	1	512 (14.7)	1

	3	2608 (32.7)	1.00 (0.95-1.06)	1000 (28.8)	1.13 (1.02-1.24)
	4	2361 (26.6)	1.18 (1.12-1.24)	1454 (41.9)	1.24 (1.13-1.36)
	5-6	1556 (19.5)	1.60 (1.51-1.70)	508 (14.6)	1.64 (1.49-1.80)
	<i>Trend p-value</i>		<i><.0001</i>		<i>0.01</i>
MAIS of concomitant injuries	None	2662 (33.3)	1	1039 (29.9)	1
	1-2	2113 (26.5)	1.12 (1.07-1.17)	933 (26.8)	1.17 (1.08-1.27)
	3	891 (11.2)	1.57 (1.49-1.65)	604 (17.4)	1.55 (1.42-1.69)
	4	123 (1.5)	2.12 (1.99-2.27)	102 (2.9)	2.03 (1.88-2.29)
	5-6	2186 (27.4)	3.85 (3.35-4.42)	796 (22.9)	3.42 (2.74-4.07)
	<i>Trend p-value</i>		<i>0.001</i>		<i><.0001</i>
Glasgow Coma Scale	13-15	6223 (13.9)	1	997 (28.7)	1
	9-12	342 (8.1)	1.38 (1.30-1.47)	452 (13.0)	1.44 (1.32-1.56)
	3-8	1110 (78.0)	1.85 (1.75-1.94)	2025 (58.3)	1.96 (1.83-2.09)
	<i>Trend p-value</i>		<i><.0001</i>		<i><.0001</i>
Systolic blood pressure	Normal (≥ 90)	7823 (98.1)	1	3361 (96.8)	1
	Abnormal (0-89)	152 (1.9)	1.30 (1.15-1.47)	113 (3.3)	1.20 (1.03-1.39)
	<i>P-value</i>		<i><.0001</i>		<i>0.02</i>
Respiration rate	Normal (10-29)	7731 (96.9)	1	3310 (95.3)	1
	Abnormal (0-10 and ≥ 30)	244 (3.1)	1.28 (1.15-1.47)	164 (4.7)	1.19 (1.05-1.35)
	<i>P-value</i>		<i><.0001</i>		<i>0.0055</i>
Number of admissions in 12 months prior to injury	0	764 (9.6)	1	300 (8.6)	1
	1	229 (2.9)	1.09 (1.03-1.15)	80 (2.3)	1.00 (0.91-1.10)
	2	163 (2.0)	1.01 (0.91-1.11)	67 (1.9)	1.02 (0.85-1.22)
	≥ 3	6819 (85.5)	1.12 (1.00-1.26)	3027 (87.1)	1.07 (0.88-1.30)
	<i>Trend p-value</i>		<i>0.0043</i>		<i>0.8</i>
Treatment related variables					
Insurance status	Provincial Public (RAMQ)	2483 (31.1)	1		
	Road accidents (SAAQ)	329 (4.1)	1.09 (1.03-1.15)		
	Work accidents (CSST)	723 (9.1)	0.99 (0.91-1.07)		
	Other, none, unknown	4440 (55.7)	0.97 (0.91-1.03)		
	<i>P-value</i>		<i>0.42</i>		

Discharge destination	Home	374 (4.7)	1		
	Long stay (CHSLD)	2197 (27.6)	2.68 (2.48-2.88)		
	Rehabilitation	1013 (12.7)	2.08 (2.00-2.17)		
	Acute care	1215 (15.2)	1.25 (1.19-1.32)		
	Other	3176 (39.8)	0.99 (0.94-1.04)		
	<i>P-value</i>		<.0001		
Year of index admission	2007-2008	2672 (33.5)	1	1138 (32.8)	1
	2009-2010	3115 (39.1)	0.98 (0.94-1.02)	1172 (33.7)	0.93 (0.88-0.99)
	2011-2012	2188 (27.4)	0.92 (0.88-0.95)	1164 (33.5)	0.88 (0.83-0.94)
	<i>P-value</i>		<.0001		<.0001
Surgery	No	3566 (44.7)	1	1964 (56.5)	1
	Yes	4409 (55.3)	1.35 (1.30-1.39)	1510 (43.5)	1.21 (1.15-1.28)
	<i>P-value</i>		<.0001		<.0001
ICU	No	1484 (18.6)	1		—
	ICU without ventilation	1990 (24.9)	1.16 (1.12-1.21)	1484 (42.7)	1
	ICU with ventilation	4501 (56.5)	1.64 (1.56-1.72)	1990 (57.3)	2.04 (1.91-2.18)
	<i>P-value</i>		<.0001		<.0001
Transfer	No	4016 (50.4)	1	1850 (53.3)	1
	Yes	3959 (49.6)	0.85 (0.82-0.88)	1624 (46.8)	0.89 (0.85-0.94)
	<i>P-value</i>		<.0001		<.0001
Hospital characteristics					
Level of index trauma center	I	5542 (69.5)	1	2512 (72.3)	1
	II	1317 (16.5)	0.87 (0.60-1.24)	659 (18.9)	1.18 (0.93-1.50)
	III	877 (11.0)	1.10 (0.77-1.57)	222 (6.4)	1.21 (0.99-1.48)
	IV	239 (3.0)	0.93 (0.61-1.42)	81 (2.3)	0.89 (0.73-1.09)
	<i>P-value</i>		0.17		0.005

MVC: motor vehicle collision, MAIS: maximum abbreviated injury scale score, RAMQ: Régie de l'Assurance maladie du Québec, SAAQ: Société de l'Assurance Automobile du Québec, CSST: Commission de la Santé et de la Sécurité au Travail, CHSLD: Centre d'hébergement et de soins de longue durée.

*Variables “age” to “number of admissions” are adjusted for all other patient characteristics. Variables “insurance status” to “level of index trauma center” are adjusted for all patient and treatment related variables.