

Hôpitaux de l'Ontario — fusions, séjours abrégés et réhospitalisations

Claudio E. Pérez

Résumé

Objectifs

Le présent article traite du lien entre les réhospitalisations dans les hôpitaux de l'Ontario en 1998-1999 des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde (IAM) d'une part, et les réductions de la durée de séjour et les récentes fusions administratives, d'autre part.

Source des données

Les données proviennent de la Base de données sur les congés des patients (DAD) tenues à jour par l'Institut canadien d'information sur la santé.

Techniques d'analyse

Des totalisations croisées ont permis d'évaluer les liens non corrigés entre les caractéristiques des patients et des hôpitaux, d'une part, et le risque de réhospitalisation, d'autre part. Les probabilités de réhospitalisation ont été calculées au moyen de modèles hiérarchiques non linéaires qui tiennent compte des caractéristiques de l'hôpital et du patient.

Principaux résultats

Les caractéristiques de l'hôpital qui pouvaient témoigner d'une restructuration — une diminution de la durée moyenne de séjour ou une récente fusion administrative — ne se sont pas révélées être liées à la réhospitalisation de patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM dans les 30 jours suivant leur congé. Les patients qui avaient été hospitalisés au moins deux fois au cours de l'année précédente pour des problèmes de santé connexes étaient plus susceptibles que les autres d'être réhospitalisés.

Mots-clés

Soins actifs, pneumonie, infarctus aigu du myocarde, compressions budgétaires.

Auteur

Claudio E. Pérez (613-951-1733; claudio.perez@statcan.ca) travaille à la Division de la statistique de la santé à Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6.

Au cours des années 1990, les dépenses gouvernementales en matière de soins de santé ont été réduites partout au Canada. En Ontario, la Commission de restructuration des services de santé s'est vu confier la responsabilité de voir à cette réduction des dépenses au cours de la dernière moitié de la décennie. Le défi des directeurs d'hôpitaux consistait alors à optimiser les services avec un personnel réduit. Ils ont tenté d'y parvenir notamment en fermant des hôpitaux, en procédant à des fusions administratives, et en réduisant le nombre de lits ainsi que la durée de séjour des patients nécessitant des soins actifs.

La réduction de la durée moyenne de séjour à l'hôpital devait, selon les attentes, améliorer l'efficacité, du moins dans certaines situations¹. En revanche, les réductions soudaines non accompagnées de changements compensatoires dans la pratique de gestion hospitalière et dans le traitement clinique peuvent avoir des effets négatifs sur les patients ou d'autres conséquences non intentionnelles^{2,3}. Certaines études ont constaté que des séjours abrégés augmentaient le risque de réhospitalisation^{4,7}, tandis que d'autres n'ont révélé aucun lien ou même un risque réduit de réhospitalisation^{2,8-11}.

Techniques d'analyse

Les enregistrements de congé des hôpitaux peuvent renfermer plus d'un diagnostic codé. Le diagnostic responsable en grande partie du séjour à l'hôpital ou « diagnostic principal » est utilisé dans la présente analyse afin de classer les séjours à l'hôpital. Les codes de la *Classification internationale des maladies*, neuvième révision (CIM-9 et CIM-9-MC)^{12,13} ont permis d'identifier les hospitalisations dans les cas de pneumonie et d'infarctus aigu du myocarde (IAM), conformément à d'autres études effectuées en Ontario¹².

Les enregistrements de congé des hôpitaux ont été regroupés selon le patient, en fonction d'un code d'identification de la personne. On a par la suite réuni les séjours à l'hôpital pour chaque patient selon les épisodes d'hospitalisation. On considère ainsi une hospitalisation initiale, dite de référence, et certaines réhospitalisations, le cas échéant (organigramme). Une hospitalisation de référence :

- est due à une pneumonie ou à un IAM, selon l'analyse;
- a eu lieu entre le 1^{er} avril 1998 et le 31 mars 1999;
- a été précédée d'une période « d'épuration » d'au moins 30 jours au cours desquels le patient n'avait pas été hospitalisé pour des raisons connexes (on a vérifié dans le fichier de 1997-1998 les hospitalisations connexes dans les 30 jours précédant l'hospitalisation qui a eu lieu en avril 1998).

Une réhospitalisation :

- est due à une pneumonie ou à un IAM ou à des problèmes connexes, selon l'analyse;
- a eu lieu dans les 30 jours suivant la date de congé à l'issue d'une hospitalisation de référence (les hospitalisations de référence pour lesquelles la date de congé se situait après le 1^{er} mars 1999 ont été éliminées en raison de l'absence d'information sur la réhospitalisation pour l'ensemble de la période de 30 jours).

Pour l'analyse, on n'a retenu que les hospitalisations de référence de courte durée (c'est-à-dire dont la durée de séjour ne dépassait pas 60 jours). Les hospitalisations de référence se sont vu attribuer un indicateur si elles avaient été suivies d'une ou de plusieurs hospitalisations connexes dans une période de 30 jours. Les hospitalisations attribuables à un transfert à un autre hôpital ou un transfert d'un autre hôpital ont été exclues, compte tenu du fait que la durée de séjour ne reflétait pas l'ensemble de la période d'hospitalisation. Les patients de moins de deux ans ont également été exclus.

En fonction des définitions ci-dessus, on peut obtenir plus d'une hospitalisation de référence par patient. Cependant, 98 % de l'ensemble des hospitalisations de référence de l'analyse étaient la seule hospitalisation de référence du patient.

Pour l'analyse, on a retenu au total 12 159 hospitalisations de référence pour des cas de pneumonie, réparties entre 171 hôpitaux. Les hospitalisations de référence pour les cas d'IAM se chiffraient à 4 183 et étaient réparties entre 93 hôpitaux.

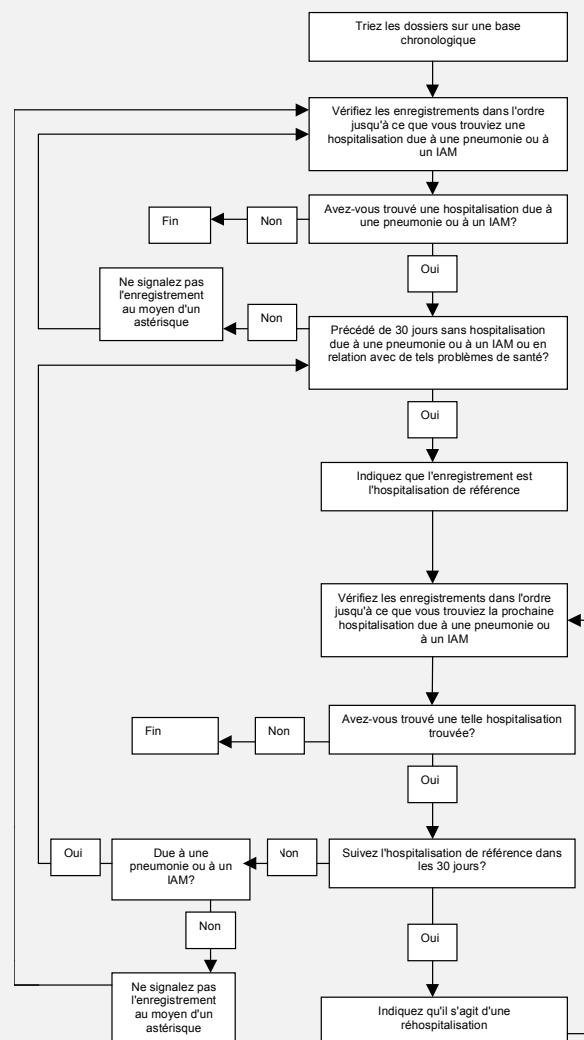
Des tests du chi carré ont permis de déterminer les liens non corrigés entre les caractéristiques des hôpitaux et des patients, d'une part, et les risques de réhospitalisation, d'autre part.

Pour calculer la cote exprimant le risque de réhospitalisation selon le changement de la durée moyenne de séjour à l'hôpital (dans le cas de la pneumonie ou d'un IAM, selon l'analyse) ou selon le fait

qu'il y ait eu fusion, tout en tenant compte d'autres caractéristiques de l'hôpital et du patient, des modèles hiérarchiques non linéaires ont été ajustés au moyen du logiciel HLM pour Windows, version 5.02^{14,15}.

Pour en savoir davantage sur le rôle que jouent les caractéristiques de l'hôpital et du patient dans les résultats pour la santé des patients, on a effectué des analyses similaires en prenant comme résultat les décès à l'hôpital.

On a calculé les réhospitalisations d'après les hospitalisations de référence; autrement dit, chaque réhospitalisation devait avoir lieu dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence. En revanche, les calculs pour les décès dans les hôpitaux se fondaient sur tous les congés en 1998-1999, qu'il y ait ou non hospitalisations de référence ou réhospitalisations. En conséquence, on a établi les calculs des pourcentages et des rapports de cotes de réhospitalisation d'après un nombre inférieur (dénominateur) que les calculs des pourcentages et le rapport de cotes exprimant le risque de décès.



Source des données

La présente analyse s'inscrit dans le projet d'information axée sur la personne de Statistique Canada dans le cadre duquel les enregistrements de diagnostic-congé sont regroupés dans le but d'obtenir des renseignements sur les soins de santé que les personnes ont reçus et sur les résultats éventuels pour leur santé. Les données proviennent de la Base de données sur les congés des patients (DAD) tenues à jour par l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). L'ICIS reçoit de l'information sur les diagnostics-congés (les congés ou les décès) des hôpitaux du Canada. Chaque enregistrement renferme les dates d'admission et de congé, un ou plusieurs diagnostics, la principale catégorie clinique pour chaque diagnostic, l'âge et le sexe du patient.

L'analyse se fonde sur les données concernant les diagnostics-congés des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde (IAM) qui ont été hospitalisés en Ontario et qui ont été réhospitalisés pour un problème connexe en 1998-1999, l'année la plus récente pour laquelle des données sont disponibles. L'Ontario représente 50 % de tous les enregistrements des hôpitaux recueillis dans le système DAD avant 1998-1999.

La présente analyse se fonde sur la Base de données sur les congés des patients tenues à jour par l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). Elle considère les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde (IAM) qui ont été hospitalisés en Ontario dans les établissements où les diminutions de la durée moyenne de séjour pour ces problèmes de santé et les problèmes connexes ont été les plus marquées entre 1995-1996 et 1998-1999. L'analyse tente de déterminer si ces patients avaient un risque supérieur d'être réhospitalisés comparativement à leurs homologues des autres hôpitaux où les diminutions ont été moins importantes (voir *Techniques d'analyse*, *Source des données* et *Limites*). On y étudie également le risque de réhospitalisation des patients admis dans des hôpitaux qui ont fait l'objet d'une fusion administrative. La pneumonie et l'IAM ont été sélectionnés parce qu'ils concernent différents organes et que, dans les deux cas, on observe des taux de réhospitalisation relativement élevés¹⁶.

Caractéristiques des hôpitaux non liées à la réhospitalisation

En Ontario, 8,3 % des patients qui avaient été hospitalisés en 1998-1999 parce qu'ils faisaient une pneumonie ont été réhospitalisés pour la même raison ou pour un problème de santé connexe dans les 30 jours suivant leur congé. Dans le cas des patients ayant fait un infarctus aigu du myocarde, le pourcentage était quelque peu plus élevé : 13,9 %.

Aucune des deux variables relatives à la restructuration de l'hôpital ne s'est révélée être associée au risque de réhospitalisation (voir *Définitions*). Les patients ayant souffert de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde qui avaient été hospitalisés dans des établissements où la durée moyenne de séjour pour des problèmes connexes avait été réduite n'étaient ni plus ni moins susceptibles d'être réhospitalisés que les patients qui avaient été admis dans des hôpitaux où la durée moyenne de séjour avait augmenté (tableau 1). De même, aucune relation n'a été observée entre une fusion administrative récente et la probabilité de réhospitalisation chez ces deux types de patients.

Cependant, d'autres caractéristiques de l'hôpital peuvent influencer sur la probabilité de réhospitalisation. Les hôpitaux où la durée moyenne de séjour est courte (indépendamment d'une diminution récente) peuvent être plus efficaces ou admettre des cas moins graves que les hôpitaux où la durée de séjour a tendance à être plus longue. Le volume de patients de l'hôpital — le nombre d'hospitalisations pour le problème de santé en question (dans le cas présent, tout problème lié à la pneumonie ou à l'IAM) — peut dépendre de l'accès ou non à la technologie ou de la gravité des cas¹⁷. Un lien peut aussi exister entre le volume et le taux d'occupation des lits. Il se peut que les hôpitaux dont le taux d'occupation est supérieur donnent congé à leurs patients plus rapidement pour répondre à la demande de lits, qui, à son tour, peut être associée aux réhospitalisations. Par ailleurs, un établissement dont le niveau moyen de complexité des cas est élevé est plus susceptible de devoir traiter des patients qui devront être réhospitalisés. Mais comme c'était vrai dans le cas des indicateurs de restructuration, la durée moyenne

Définitions

Les hôpitaux ont été regroupés en quartiles d'après la *durée moyenne de séjour* des patients en 1998-1999. Seuls les séjours courts (60 jours ou moins) relatifs à une pneumonie ou à un IAM ont été utilisés dans le calcul. Pour la pneumonie, les quartiles étaient les suivants : moins de 5,7 jours; de 5,7 à moins de 6,5 jours, de 6,5 à moins de 7,4 jours; et plus de 7,4 jours. Dans le cas de l'IAM, les quartiles étaient les suivants : moins de 4,8 jours; de 4,8 à moins de 5,5 jours; de 5,5 à moins de 6,2 jours; et plus de 6,2 jours.

Les hôpitaux ont été classés selon l'importance du *changement dans la durée moyenne de séjour de 1995-1996 à 1998-1999*, laquelle moyenne a été calculée d'après les critères mentionnés ci-dessus. On a attribué aux hôpitaux l'une des trois catégories suivantes : augmentation, faible diminution (jusqu'à 0,75 jours dans le cas de la pneumonie et jusqu'à 0,53 jours dans le cas de l'IAM), ou diminution importante. Les deux catégories de « diminution » ont été établies en divisant tous les hôpitaux pour lesquels la durée de séjour avait diminué en deux groupes de taille égale, d'où les différents seuils. Les hôpitaux pour lesquels la durée moyenne de séjour durant l'une ou l'autre des années se fondait sur moins de 100 congés se voyaient attribuer une valeur « manquante » parce que la mesure était jugée trop instable. Si un numéro d'identification d'hôpital de 1998-1999 ne pouvait être apparié à un fichier de 1995-1996, la valeur du changement de la durée moyenne de séjour était jugée manquante.

Les hôpitaux *récemment fusionnés* étaient ceux que le ministère de la Santé de l'Ontario avait identifiés comme ayant fait l'objet d'une fusion administrative entre 1995-1996 et 1998-1999¹⁸.

Le *volume* des hôpitaux a été établi d'après le nombre total de congés observés en 1998-1999. Ainsi, on considère les cas de soins actifs liés à la pneumonie ou à l'IAM. Les hôpitaux ont été regroupés en quartiles de volume selon le nombre de congés : dans le cas de la pneumonie — moins de 117, de 117 à 291, de 292 à 800, et plus de 800; pour l'IAM — moins de 160, de 160 à 455, de 456 à 1 256, et plus de 1 256.

Le statut d'enseignement d'un hôpital ne figure pas dans la Base de données sur les congés des patients. Le niveau de complexité des cas d'un hôpital se fonde sur la complexité moyenne de tous les cas de séjours de courte durée à l'hôpital qui étaient liés à la pneumonie ou à l'IAM. Cependant, on s'attend à ce que les hôpitaux universitaires admettent un nombre supérieur de cas complexes. Le *niveau de complexité* des cas d'un hôpital, qui est assigné par l'Institut canadien d'information sur la santé, tient compte du nombre et des types de diagnostics inscrits dans les enregistrements de congé. On a attribué des valeurs de 1 à 4 selon le niveau de

complexité des cas : « aucune », « complexité due à un problème de santé chronique », « complexité due à un problème de santé grave » et « complexité due à une affection mettant en jeu le pronostic vital ». Les hôpitaux qui se situaient dans le 80^e centile (1,64 ou plus dans le cas de la pneumonie, 1,45 ou plus dans le cas de l'IAM) ont été considérés comme hautement complexes.

Les enregistrements de congé à l'égard desquels le diagnostic principal portait un code CIM-9 de 481, 4822, 4823, 4829, 483, 485, 486 ou 487 étaient jugés comme étant des cas de *pneumonie*¹². Les cas d'*infarctus aigu du myocarde (IAM)* étaient ceux ayant un code CIM-9 de 410 ou un code CIM-9-MC de 4100, 4101, 4102, 4103, 4104, 4105, 4106, 4107, 4108 et 4109^{12,13}.

Pour tous les séjours à l'hôpital repérés, on a vérifié au cours de la période de 12 mois précédant la date d'hospitalisation s'il y avait eu des *hospitalisations connexes durant l'année précédente* : 0, 1 ou 2, ou plus. Dans le cas de la pneumonie, les hospitalisations connexes étaient celles à l'égard desquelles le diagnostic principal s'inscrivait dans la principale catégorie clinique des maladies respiratoires (par exemple, la pneumonie ou la bronchite). Pour les infarctus aigus du myocarde (IAM), les séjours connexes étaient des séjours liés à tout problème de santé et maladie du système circulatoire. Les codes de la CIM-9 qui correspondent à ces groupes figurent dans les documents de référence de l'Institut canadien d'information sur la santé¹⁹.

Pour les besoins de l'analyse des patients atteints de pneumonie, six groupes d'âge ont été définis : 2 à 11 ans, 12 à 24 ans, 25 à 44 ans, 45 à 59 ans, 60 à 74 ans et 75 ans et plus. Parce que les IAM sont relativement peu fréquents chez les personnes en bas âge, on a défini, pour l'analyse des patients ayant fait un IAM, quatre groupes d'âge : 2 à 44 ans, 45 à 59 ans, 60 à 74 ans et 75 ans et plus.

La *complexité du cas* a été déterminée selon le nombre et le type de diagnostics figurant dans l'enregistrement de congé (provenant de l'ICIS). On a établi quatre catégories (codées de 1 à 4) : aucune complexité, complexité due à un problème de santé chronique, complexité due à un problème de santé grave et complexité due à une affection mettant en jeu le pronostic vital.

Dans le cas de l'analyse bidimensionnelle, la *durée de séjour* était répartie en quartiles. Pour la pneumonie, les quartiles étaient les suivants : 0 à 2 jours; plus de 2 jours à 4 jours; plus de 4 jours à 7 jours; et plus de 7 jours à 60 jours. Pour l'infarctus aigu du myocarde (IAM), les quartiles étaient les suivants : 0 à 4 jours; plus de 4 jours à 6 jours; plus de 6 jours à 7 jours; et plus de 7 jours à 60 jours. Dans le cadre de l'analyse multivariée, cette variable était considérée comme une variable continue.

Tableau 1

Probabilité non corrigée de réhospitalisation dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence de courte durée pour la pneumonie ou l'infarctus aigu du myocarde, selon les caractéristiques de l'hôpital, Ontario, 1998-1999

	Pneumonie				Infarctus aigu du myocarde			
	Réhospitalisations dans les 30 jours				Réhospitalisations dans les 30 jours			
	Total, hospitalisations de référence	Nombre	% des hospitalisations de référence	Chi carré†	Total, hospitalisations de référence	Nombre	% des hospitalisations de référence	Chi carré†
Total	12 159	1 011	8,3	...	4 183	581	13,9	...
Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999								
Augmentation	6 604	547	8,3	0,18	1 468	213	14,5	2,84
Faible diminution	2 700	223	8,3					
Diminution importante	1 760	151	8,6					
Valeur manquante	1 095	90	...					
Fusion récente								
Oui	1 212	92	7,6	0,93	75	11	14,7	0,04
Non	10 947	919	8,4		4 108	570	13,9	
Durée moyenne de séjour, 1998-1999								
Quartile 1 (la plus courte)	3 548	314	8,9	2,87	918	136	14,8	3,81
Quartile 2	2 754	218	7,9					
Quartile 3	2 757	235	8,5					
Quartile 4 (la plus longue)	3 100	244	7,9		1 369	185	13,5	
Volume (conгés)								
Quartile 1 (le moins important)	530	48	9,1	3,60	183	27	14,8	1,40
Quartile 2	1 468	108	7,4					
Quartile 3	3 388	270	8,0					
Quartile 4 (le plus important)	6 773	585	8,6		1 669	235	14,1	
Niveau de complexité								
Élevé	3 808	308	8,1	0,37	813	105	12,9	0,80
Non élevé	8 351	703	8,4		3 370	476	14,1	

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

† Sert à vérifier l'indépendance entre la réhospitalisation et certaines caractéristiques de l'hôpital.

... N'ayant pas lieu de figurer.

de séjour, le volume de patients et le niveau de complexité des cas n'ont pas influé sur la probabilité que les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM soient réhospitalisés pour un problème connexe dans les 30 jours suivant leur congé.

Importance des hospitalisations connexes

Pour étudier le lien qui existe entre les réhospitalisations et la restructuration des hôpitaux, il faut également tenir compte des caractéristiques des patients^{3,11,17,20,21} (voir *Definitions*). On peut, par exemple, s'attendre à ce qu'il y ait un lien entre l'âge et la probabilité de réhospitalisation. Et de fait, en 1998-1999, le pourcentage de patients atteints de

pneumonie qui avaient été réhospitalisés dans les 30 jours suivant leur congé était inférieur quand les patients étaient âgés de 2 à 11 ans (moins de 7 %) et supérieur quand les patients étaient âgés de 12 à 24 ans et de 75 ans et plus (plus de 9 %) (tableau 2). En revanche, dans le cas des patients ayant fait un IAM, les taux de réhospitalisations étaient d'environ 13 % ou 14 %, et les différences entre les groupes d'âge n'étaient pas statistiquement significatives.

D'autres études ont montré que les réhospitalisations étaient associées au nombre d'hospitalisations connexes récentes^{17,22,23}. En Ontario, là aussi, les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM qui avaient été hospitalisés à au moins deux reprises pour des motifs connexes

Tableau 2

Probabilité non corrigée de réhospitalisation dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence de courte durée dans le cas de la pneumonie et de l'infarctus aigu du myocarde, selon les caractéristiques du patient, Ontario, 1998-1999

	Pneumonie				Infarctus aigu du myocarde			
	Réhospitalisations dans les 30 jours				Réhospitalisations dans les 30 jours			
	Total, hospitalisations de référence	Nombre	% des hospitalisations de référence	Chi carré†	Total, hospitalisations de référence	Nombre	% des hospitalisations de référence	Chi carré†
Total	12 159	1 011	8,3	...	4 183	581	13,9	...
Sexe								
Homme	6 583	576	8,8	3,60	2 949	411	13,9	0,02
Femme	5 576	435	7,8		1 234	170	13,8	
Groupe d'âge								
2 à 11 ans	2 031	140	6,9					
12 à 24 ans	442	42	9,5		247‡	36	14,6	
25 à 44 ans	1 378	101	7,3					
45 à 59 ans	1 518	132	8,7	13,10*	1 137	165	14,5	0,90
60 à 74 ans	3 162	258	8,2		1 674	223	13,3	
75 ans et plus	3 628	338	9,3		1 125	157	14,0	
Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente								
0	10 912	864	7,9		3 799	509	13,4	
1	755	49	6,5	92,40*	231	24	10,4	42,20*
2 et plus	492	98	19,9		153	48	31,4	
Complexité du cas								
Aucune	9 114	754	8,3		3 523	499	14,2	
Due à un problème de santé chronique	1 907	166	8,7		388	42	10,8	
Due à un problème de santé grave	804	61	7,6	1,16	201	27	13,4	4,50
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	334	30	9,0		71	13	18,3	
Durée de séjour								
Quartile 1 (la plus courte)	2 856	223	7,8		888	120	13,5	
Quartile 2	3 757	322	8,6	5,89	1 565	222	14,2	
Quartile 3	3 021	232	7,7		563	73	13,0	0,73
Quartile 4 (la plus longue)	2 525	234	9,3		1 167	166	14,2	

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

† Sert à vérifier l'indépendance entre la réhospitalisation et certaines caractéristiques des hôpitaux.

‡ Les âges de 2 à 44 ans ont été combinés parce que les cellules étaient petites.

* $p \leq 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

au cours de l'année précédente étaient plus susceptibles d'être réhospitalisés dans les 30 jours suivant leur congé que ceux qui n'avaient pas été hospitalisés au cours de la même période.

La complexité du cas, que l'ICIS détermine d'après le nombre et le type de diagnostic figurant dans chaque enregistrement de congé, peut témoigner de la présence d'autres problèmes de santé chez le patient. Étonnamment, cette variable ne s'est aucunement révélée associée au risque de réhospitalisation dans le cas des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM. Par exemple, les

taux de réhospitalisations des patients atteints de pneumonie variaient entre 8 % et 9 %, indépendamment de la présence ou de l'absence chez les patients d'autres problèmes de santé ou d'une affection mettant en jeu le pronostic vital.

La probabilité de réhospitalisation ne différait pas substantiellement selon la durée de l'hospitalisation.

Volume important dans le cas de la pneumonie

Les caractéristiques de l'hôpital et du patient ne sont pas indépendantes. Par exemple, une fusion récente

Tableau 3
Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de réhospitalisation dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence de courte durée dans le cas de la pneumonie, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Caractéristiques de l'hôpital		
Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999		
Augmentation†	1,00	...
Faible diminution	0,98	0,84 - 1,15
Diminution importante	1,01	0,87 - 1,17
Fusion récente		
Oui	0,85	0,70 - 1,03
Non†	1,00	...
Durée moyenne de séjour, 1998-1999		
Quartile 1 (la plus courte)	1,19	0,95 - 1,50
Quartile 2	0,99	0,78 - 1,25
Quartile 3	1,10	0,88 - 1,37
Quartile 4 (la plus longue)†	1,00	...
Volume (conгés)		
Quartile 1 (le moins important)	1,00	0,54 - 1,88
Quartile 2	0,75*	0,62 - 0,91
Quartile 3	0,89	0,75 - 1,06
Quartile 4 (le plus important)†	1,00	...
Niveau de complexité		
Élevé	0,94	0,77 - 1,14
Non élevé†	1,00	...
Caractéristiques du patient		
Sexe		
Homme	1,12	0,98 - 1,27
Femme†	1,00	...
Groupe d'âge		
2 à 11 ans†	1,00	...
12 à 24 ans	1,42	0,98 - 2,04
25 à 44 ans	1,16	0,87 - 1,54
45 à 59 ans	1,34	0,98 - 1,82
60 à 74 ans	1,24	0,98 - 1,56
75 ans et plus	1,43*	1,11 - 1,84
Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente		
0†	1,00	...
1	0,73*	0,54 - 1,00
2 et plus	2,86*	2,31 - 3,55
Complexité du cas		
Aucune†	1,00	...
Due à un problème de santé chronique	1,01	0,83 - 1,22
Due à un problème de santé grave	0,87	0,64 - 1,18
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	0,98	0,64 - 1,51
Durée de séjour	1,01	1,00 - 1,03

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

Nota : Les chiffres ayant été arrondis, certains rapports de cotes dont la borne inférieure/supérieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont significatifs.

† Catégorie de référence.

* $p \leq 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

peut influencer sur le niveau de complexité des cas d'un hôpital, et les changements quant à la durée moyenne de séjour à l'hôpital peuvent refléter la complexité du cas de certains patients. Mais même en tenant compte de tous les facteurs simultanément dans le cadre d'une analyse multivariée, aucun lien significatif n'a été observé entre les réhospitalisations et les deux variables de restructuration pour les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM (tableaux 3 et 4).

L'analyse a néanmoins permis de constater un lien étroit entre le volume de patients de l'hôpital et les réhospitalisations de patients atteints de pneumonie, ce que n'a pu révéler l'analyse bidimensionnelle.

Les patients séjournant dans les hôpitaux faisant partie du deuxième quartile de volume (déclaration de 117 à 291 congés par suite d'une pneumonie) avaient une cote exprimant le risque d'être réhospitalisés sensiblement plus faible que celle des patients séjournant dans les hôpitaux associés au quatrième quartile de volume (plus de 800 congés par suite d'une pneumonie). L'association peut être attribuable à un biais de renvoi dans le cas où des patients très malades sont renvoyés à des hôpitaux plus grands. De plus, les pratiques en matière de gestion hospitalière ou de traitement clinique peuvent différer selon qu'il s'agit d'un petit ou d'un grand établissement.

D'après une étude américaine qui tenait compte de la situation démographique, le risque de réhospitalisation non prévue dans le même établissement augmentait selon la taille de l'hôpital²⁰. Cependant, cela s'applique aux insuffisances cardiaques, aux commotions, de même qu'aux troubles nutritionnels et métaboliques et non à la pneumonie. Une étude australienne s'appuyant sur divers diagnostics a révélé que le rapport entre la taille de l'hôpital et la réhospitalisation non prévue au même établissement variait selon que l'hôpital était en région urbaine ou rurale²⁴. En région rurale, plus la taille de l'hôpital est grande, plus le risque de réhospitalisation augmente, tandis qu'en région urbaine, plus la taille de l'hôpital est petite, plus le risque de réhospitalisation diminue. L'étude ne tenait toutefois pas compte des caractéristiques démographiques ou de facteurs cliniques, comme

la gravité et la complexité des cas ou même le type de diagnostic. Dans la présente analyse des données de l'Ontario de 1998-1999, on n'a pu établir un lien avec le volume de patients qu'en tenant compte des

Tableau 4

Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de réhospitalisation dans les 30 jours suivant l'hospitalisation de référence de courte durée dans le cas de l'infarctus aigu du myocarde, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Caractéristiques de l'hôpital		
Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999		
Augmentation†	1,00	...
Faible diminution	1,02	0,82 - 1,27
Diminution importante	0,89	0,71 - 1,12
Fusion récente		
Oui	1,13	0,64 - 2,00
Non†	1,00	...
Durée moyenne de séjour, 1998-1999		
Quartile 1 (la plus courte)	1,07	0,82 - 1,40
Quartile 2	0,86	0,63 - 1,19
Quartiles 3 et 4 (la plus longue)†	1,00	...
Volume (congés)		
Quartile 1 (le moins important)	1,01	0,57 - 1,79
Quartile 2	0,83	0,60 - 1,15
Quartile 3	0,99	0,76 - 1,29
Quartile 4 (le plus important)†	1,00	...
Niveau de complexité		
Élevé	0,86	0,70 - 1,06
Non élevé†	1,00	...
Caractéristiques du patient		
Sexe		
Homme	1,00	0,85 - 1,19
Femme†	1,00	...
Groupe d'âge		
2 à 44 ans†	1,00	...
45 à 59 ans	1,01	0,68 - 1,49
60 à 74 ans	0,90	0,60 - 1,35
75 ans et plus	0,91	0,63 - 1,31
Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente		
0†	1,00	...
1	0,77	0,50 - 1,18
2 et plus	3,09*	2,08 - 4,58
Complexité du cas		
Aucune†	1,00	...
Due à un problème de santé chronique	0,75*	0,57 - 0,99
Due à un problème de santé grave	0,93	0,63 - 1,37
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	1,37	0,74 - 2,55
Durée de séjour	1,01	0,99 - 1,03

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

† Catégorie de référence.

* $p \leq 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

facteurs liés aux hôpitaux et aux patients sélectionnés, et ce, dans le seul cas des patients atteints de pneumonie.

Lorsque tous les facteurs étaient pris en compte, la cote exprimant le risque que les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM soient réhospitalisés ne différait pas considérablement selon qu'ils étaient hommes ou femmes ou selon la durée de leur séjour à l'hôpital. Cependant, parmi les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM, la cote exprimant le risque d'être réhospitalisés était trois fois plus élevée chez ceux qui avaient été hospitalisés à au moins deux reprises pour des problèmes de santé connexes au cours de l'année précédente comparativement à ceux qui n'avaient pas été hospitalisés pour des problèmes de santé connexes au cours de la même période.

L'effet de l'âge sur la réhospitalisation des patients atteints de pneumonie était apparemment indépendant des autres facteurs. À cet égard, la cote exprimant le risque d'une réhospitalisation était nettement plus élevée chez les patients âgés de 75 ans et plus qu'elle ne l'était chez ceux âgés de 2 à 11 ans. En revanche, on n'observe aucune variation, selon l'âge, de la cote exprimant le risque de réhospitalisation des patients ayant fait un IAM.

Décès à l'hôpital

L'absence de liens entre de nombreuses variables et la réhospitalisation des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM peut, dans une certaine mesure, s'expliquer par l'exclusion des cas les plus sérieux pour lesquels la probabilité de réhospitalisation aurait été la plus élevée — les cas qui se sont soldés par un décès au cours de l'hospitalisation. En fait, plusieurs variables démographiques sans relation avec la réhospitalisation étaient liées au décès à l'hôpital. La cote exprimant le risque de mourir à l'hôpital était significativement plus élevée dans le cas des patients âgés, comparativement aux jeunes patients (tableaux B et C en annexe). Comme on pouvait s'y attendre, la cote exprimant le risque de mourir à l'hôpital était plus élevée pour les patients ayant d'autres problèmes de santé, comparativement à ceux dont les cas n'étaient pas complexes. En outre,

Limites

En ce qui concerne le bien-être du patient, la « réhospitalisation », telle que définie dans la présente analyse, doit être interprétée avec circonspection. Les données sur les hôpitaux en Ontario sur lesquelles l'étude se fonde ne permettent pas de faire de distinction entre les réhospitalisations prévues et les réhospitalisations non prévues. Une étude manitobaine a toutefois révélé qu'en 1992-1993, de 75 % à 90 % des réhospitalisations dans le cas de certains diagnostics étaient non prévues².

La présente analyse a tenté de réduire les réhospitalisations non connexes en ne retenant que celles qui concernent le même organe que l'hospitalisation de référence. Cela a par conséquent laissé pour compte certaines réhospitalisations qui faisaient suite au diagnostic de référence, mais qui affectaient un autre organe. Inversement, un patient peut avoir été hospitalisé plus d'une fois pour un traitement concernant le même organe, même si les hospitalisations n'étaient pas connexes.

La période de 30 jours pour repérer les réhospitalisations est une période arbitraire. Mais même en utilisant une période de 15 ou de 60 jours comme période de délai avant la réhospitalisation dans les modèles hiérarchiques non linéaires, les variables concernant la restructuration de l'hôpital n'étaient pas liées de façon significative à la réhospitalisation (données non présentées).

L'exclusion des patients qui sont décédés à l'hôpital durant leur hospitalisation de référence a affaibli les associations entre la réhospitalisation et certains facteurs, notamment l'âge et la complexité du cas, vu que les cas les plus graves ont été omis de l'analyse. De plus, parce qu'on ne pouvait pas repérer les décès hors de l'hôpital, les patients qui sont décédés après avoir obtenu leur congé sont demeurés dans le groupe à risque d'être

réhospitalisés et ont été comptés comme n'ayant pas été réhospitalisés. Si on avait pu corriger les chiffres de manière à éliminer les patients qui n'étaient plus « admissibles » à la réhospitalisation pour cause de décès, les associations auraient pu être plus fortes.

En omettant les hospitalisations de référence concernant un transfert à un autre hôpital ou d'un autre hôpital, on peut systématiquement exclure certains types de patients dont les taux de réhospitalisation peuvent différer. De fait, d'autres travaux ont montré que les patients transférés dans une unité de soins spéciaux étaient beaucoup plus susceptibles d'être réhospitalisés²⁵.

Un certain nombre de caractéristiques du patient et de l'hôpital qui auraient pu influencer sur le risque de réhospitalisation n'étaient pas disponibles. Par exemple, les données sur l'état de préparation du patient en vu du congé, l'accès à des soins à domicile, l'accès à des thérapies précises et le congé pour retourner à la maison ou être admis dans un établissement n'ont pas pu être prises en compte. Certaines données contenues dans les fichiers administratifs ont été utilisées à titre de valeurs d'approximation pour les variables manquantes. Un tel recours a toutefois des limites.

Nul ne sait jusqu'à quel point les procédures de déclaration et de codage sont uniformes d'un hôpital à l'autre. Les études ont montré qu'environ 20 % à 25 % des diagnostics principaux ne sont pas codés de façon exacte, et constituent souvent un problème de santé coexistant^{26,27}.

Enfin, ces résultats n'ont trait qu'à la pneumonie et à l'infarctus aigu du myocarde, et ne visent que l'Ontario, de sorte que les résultats ne peuvent pas être généralisés ou appliqués à d'autres diagnostics ni à d'autres provinces.

chez les patients atteints de pneumonie, la cote exprimant le risque de mourir à l'hôpital était plus faible chez les femmes que chez les hommes. Parallèlement, chez les patients qui ont fait un IAM, la cote exprimant le risque d'un tel décès était plus élevée chez les femmes que chez les hommes.

Par ailleurs, un facteur de restructuration était considérablement lié au décès à l'hôpital des patients atteints de pneumonie. Ainsi, chez ces patients, la cote exprimant le risque d'un décès à l'hôpital était significativement plus faible pour ceux qui séjournaient dans des hôpitaux ayant récemment été fusionnés comparativement aux patients des autres hôpitaux.

On n'observe aucune relation entre les changements dans la durée moyenne de séjour et les décès à l'hôpital. Cependant, les patients atteints de pneumonie qui ont été traités dans les hôpitaux où la durée moyenne de séjour était relativement courte en 1998-1999 avaient une cote exprimant le risque d'y mourir significativement plus faible que celle des patients séjournant dans les hôpitaux où la durée moyenne de séjour était plus longue. De plus, la cote exprimant le risque de mourir à l'hôpital était très faible pour les patients atteints de pneumonie ou ayant fait un IAM et qui avaient été hospitalisés dans les hôpitaux dont le niveau moyen de complexité des cas est élevé.

Mot de la fin

La présente analyse des données de l'Ontario n'a révélé aucun lien entre les caractéristiques de l'hôpital pouvant témoigner d'une restructuration — une diminution de la durée moyenne de séjour ou une fusion récente — et les réhospitalisations des patients atteints de pneumonie ou ayant fait un infarctus aigu du myocarde. Le seul lien qui persiste entre ces deux variables et les décès à l'hôpital est celui d'une faible probabilité de décès des patients atteints de pneumonie séjournant dans les établissements ayant récemment fait l'objet d'une fusion. Le lien entre la restructuration de l'hôpital et la réhospitalisation n'en demeure pas moins difficile à interpréter. Les caractéristiques de l'hôpital et du patient associées à la réhospitalisation sont complexes. De nombreux facteurs qui pourraient avoir une influence ne figurent pas dans la Base de données sur les congés des patients (DAD).

Qui plus est, la variable du résultat est en soi limitée. Bien qu'on ait pu laisser entendre que les hôpitaux dont le taux de réhospitalisation est

inférieur dispensent des soins de meilleure qualité^{2,28,29}, il n'y a aucun consensus à ce sujet^{30,31}. Les réhospitalisations sont des quatre types généraux suivants : des complications par suite d'une hospitalisation précédente, la récurrence de la maladie, des traitements planifiés, et un tout nouveau diagnostic³². L'analyse ne permet pas de faire la distinction entre les réhospitalisations prévues et non prévues. Et même s'il était possible de cerner les réhospitalisations non prévues, afin d'observer un résultat négatif pour la santé du patient, l'analyse se devrait d'omettre les réhospitalisations « sans surprise » mais non prévues²⁴. L'absence de lien entre la complexité du cas et la réhospitalisation peut mettre en lumière la limite de la variable quant au résultat pour la santé, en particulier quand le lien observé entre le décès à l'hôpital et la complexité du cas est aussi fort.

Ces limites de l'analyse soulèvent les lacunes statistiques, auxquelles une amélioration de la Base de données sur les congés des patients (DAD) pourrait palier. ●

Références

1. M.D. Brownell et N.P. Roos, « Variation in length of stay as a measure of efficiency in Manitoba hospitals », *Canadian Medical Association Journal*, 152(5), 1995, p. 675-682.
2. M.L. Harrison, L.A. Graff, N.P. Roos *et al.*, « Discharging patients earlier from Winnipeg hospitals: does it adversely affect quality of care? », *Canadian Medical Association Journal*, 153(6), 1995, p. 745-751.
3. A.H. Leyland, « Examining the relationship between length of stay and readmission rates for selected diagnoses in Scottish hospitals », *IMA Journal of Mathematics Applied in Medicine and Biology*, 1995, 12(3-4), p. 175-184.
4. Z. Rotstein, G. Barabash, S. Noy *et al.*, « Allocation of emergency ward patients to medicine departments: increasing physicians' incentive to shorten length of stay », *Public Health Review*, 24(1), 1996, p. 37-48.
5. C.R. MacIntyre, C.W. Brook, E. Chandraraj *et al.*, « Changes in bed resources and admission patterns in acute public hospitals in Victoria, 1987-1995 », *The Medical Journal of Australia*, 167(4), 1997, p. 186-189.
6. D.D. Sin et J.V. Tu, « Are elderly patients with obstructive airway disease being prematurely discharged? », *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 161(5), 2000, p. 1513-1517.
7. T.M. Wickizer, D. Lessler et J. Boyd-Wickizer, « Effects of health care cost-containment programs on patterns of care and readmissions among children and adolescents », *American Journal of Public Health*, 89(9), 1999, p. 1353-1358.
8. M. South, « Reduction in length of hospital stay for acute childhood asthma associated with the introduction of casemix funding », *The Medical Journal of Australia*, 167(1), 1997, p. 11-13.
9. S.F. Meikle, E. Lyons, P. Hulac *et al.*, « Rehospitalizations and outpatient contacts of mothers and neonates after hospital discharge after vaginal delivery », *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 179(1), 1998, p. 166-171.
10. D. McCormick, M.J. Fine, C.M. Coley *et al.*, « Variation in length of hospital stay in patients with community-acquired pneumonia: are shorter stays associated with worse medical outcomes? », *American Journal of Medicine*, 107(1), 1999, p. 5-12.
11. J.J. Holloway, S.V. Medendorp et J. Bromberg, « Risk factors for early readmission among veterans », *Health Services Research*, 25(1 Pt 2), 1990, p. 213-237.
12. Organisation mondiale de la santé, *Manuel de la classification statistique internationale des maladies, traumatismes et causes de décès*, fondé sur les recommandations de la Conférence pour la 9^e révision, 1975, Genève, Organisation mondiale de la santé, 1977.

13. US Department of Health and Human Services, *The International Classification of Diseases, 9th Revision, Clinical Modification, ICD-9-CM, Third Edition*, DDHS Publication No. (PHS) 89-1260, Washington D.C., US Department of Health and Human Services, 1989.
14. A.S. Bryk et S.W. Raudenbush, *Hierarchical Linear Models*, Newbury Park, California, Sage Publications, Inc., 1992.
15. S.W. Raudenbush, A.S. Bryk, Y.F. Cheong *et al.*, *HLM 5 Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Chicago, Scientific Software International, 2000.
16. A.S.H. Basinski et M.E. Thériault, « Patterns of hospitalization », publié sous la direction de V. Goel, J.I. Williams, G.M. Anderson *et al.*, *Patterns of Health Care in Ontario: The ICES Practice Atlas*, deuxième édition, Ottawa, Association médicale canadienne, 1996.
17. G.F. Anderson et E.P. Steinberg, « Predicting hospital readmissions in the Medicare population », *Inquiry*, 22(3), 1985, p. 251-258.
18. Ministère de la santé de l'Ontario, *Ontario Master Numbering System*, 2000.
19. Institut canadien d'information sur la santé, *CMG 1997 Directory for Use with P/x (ICD-9)*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 1997.
20. J.W. Thomas et J.J. Holloway, « Investigating early readmission as an indicator for quality of care studies », *Medical Care*, 29(4), 1991, p. 377-394.
21. J.S. Weissman, R.S. Stern et A.M. Epstein, « The impact of patient socioeconomic status and other social factors on readmission: a prospective study in four Massachusetts hospitals », *Inquiry*, 31(2), 1994, p. 163-172.
22. R.S. Phillips, C. Safran, P.D. Cleary *et al.*, « Predicting emergency readmissions for patients discharged from the medical service of a teaching hospital », *Journal of General Internal Medicine*, 2(6), 1987, p. 400-405.
23. N.R. Colledge et M.J. Ford, « The early hospital readmission of elderly people », *Scottish Medical Journal*, 39(2), 1994, p. 51-52.
24. M.Z. Ansari, B.T. Collopy, et J.L. Booth, « Hospital characteristics associated with unplanned readmissions », *Australian Health Review*, 18(3), 1995, p. 63-75.
25. R.L. Ludke, B.M. Booth et J.A. Lewis-Beck, « Relationship between early readmission and hospital quality of care indicators », *Inquiry*, 30(1), 1993, p. 95-103.
26. C.M. Ashton, D.H. Kuykendall, M.L. Johnson *et al.*, « The association between the quality of inpatient care and early readmission », *Annals of Internal Medicine*, 122(6), 1995, p. 415-421.
27. E. Chen et C.D. Naylor, « Variation in hospital length of stay for acute myocardial infarction in Ontario, Canada », *Medical Care*, 32(5), 1994, p. 420-435.
28. C.M. Ashton et N.P. Wray, « A conceptual framework for the study of early readmission as an indicator of quality of care », *Social Science and Medicine*, 43(11), 1996, p. 1533-1541.
29. J.J. Holloway, J.W. Thomas et L. Shapiro, « Clinical and sociodemographic risk factors for readmission of Medicare beneficiaries », *Health Care Financing Review*, 10(1), 1988, p. 27-36.
30. J.S. Weissman, J.Z. Ayanian et S. Chasan-Taber, « Hospital readmissions and quality of care », *Medical Care*, 37(5), 1999, p. 490-501.
31. J.W. Thomas, « Does risk-adjusted readmission rate provide valid information on hospital quality? », *Inquiry*, 33(3), 1996, p. 258-270.
32. R.G. Farmer, R. Kay, E. Achkar, *et al.*, « Hospital readmissions: a re-evaluation of criteria », *Cleveland Clinic Journal of Medicine*, 56(7), 1989, p. 704-708.

Annexe

Tableau A

Probabilité non corrigée d'un décès à l'hôpital dans le cas des hospitalisations de courte durée[†] pour pneumonie ou infarctus aigu du myocarde, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999

	Pneumonie				Infarctus aigu du myocarde			
	Total, hospitalisations	Décès à l'hôpital			Total, hospitalisations	Décès à l'hôpital		
		Nombre	% du total des hospitalisations	Chi carré [‡]		Nombre	% du total des hospitalisations	Chi carré [‡]
Total	13 556	1 397	10,3	...	4 858	675	13,9	...
Caractéristiques de l'hôpital								
Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999								
Augmentation	7 404	800	10,8	4,89	1 726	258	15,0	2,18
Faible diminution	2 987	287	9,6		1 680	228	13,6	
Diminution importante	1 945	185	9,5		1 388	184	13,3	
Valeur manquante	1 220	125	10,2		64	5	7,8	
Fusion récente								
Oui	1 359	147	10,8	0,43	88	13	14,8	0,06
Non	12 197	1 250	10,3		4 770	662	13,9	
Durée moyenne de séjour, 1998-1999								
Quartile 1 (la plus courte)	3 845	297	7,7		1 070	152	14,2	
Quartile 2	3 008	254	8,4	78,60*	1 125	134	11,9	10,00*
Quartile 3	3 143	386	12,3		1 580	211	13,4	
Quartile 4 (la plus longue)	3 560	460	12,9		1 083	178	16,4	
Volume (congé)								
Quartile 1 (le moins important)	577	47	8,2		213	30	14,1	
Quartile 2	1 601	133	8,3	13,20*	724	88	12,2	6,00
Quartile 3	3 815	427	11,2		1 951	256	13,1	
Quartile 4 (le plus important)	7 563	790	10,5		1 970	301	15,3	
Niveau de complexité								
Élevé	4 361	553	12,7	39,20*	965	152	15,8	3,50
Non élevé	9 195	844	9,2		3 893	523	13,4	
Caractéristiques du patient								
Sexe								
Homme	6 175	599	9,7	4,49*	3 319	370	11,2	66,06*
Femme	7 381	798	10,8		1 539	305	19,8	
Groupe d'âge								
2 à 11 ans	2 036	5	0,3					
12 à 24 ans	447	5	1,1		266 [§]	19	7,1	
25 à 44 ans	1 424	46	3,2					
45 à 59 ans	1 603	85	5,3	907,12*	1 188	51	4,3	279,79*
60 à 74 ans	3 480	318	9,1		1 894	220	11,6	
75 ans et plus	4 566	938	20,5		1 510	385	25,5	
Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente								
0	12 123	1 207	10,0		4 358	558	12,8	
1	872	117	13,4	15,18*	306	76	24,8	43,45*
2 et plus	561	73	13,0		194	41	21,1	
Complexité du cas								
Aucune	9 577	463	4,8		3 854	331	8,6	
Due à un problème de santé chronique	2 239	332	14,8		489	101	20,7	
Due à un problème de santé grave	1 084	280	25,8	1 709,61*	353	152	43,1	602,37*
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	656	322	49,1		162	91	56,2	

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

[†] Comprend les hospitalisations de référence et les réhospitalisations.

[‡] Sert à vérifier l'indépendance entre les décès à l'hôpital et les caractéristiques de l'hôpital ou du patient.

[§] Les groupes d'âge de 12 à 44 ans ont été combinés parce que les cellules étaient petites.

* $p \leq 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau B

Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de décès à l'hôpital dans le cas des hospitalisations pour pneumonie†, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Caractéristiques de l'hôpital		
Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999		
Augmentation‡	1,00	...
Faible diminution	1,01	0,81 - 1,25
Diminution importante	0,96	0,77 - 1,21
Fusion récente		
Oui	0,72*	0,53 - 0,97
Non‡	1,00	...
Durée moyenne de séjour, 1998-1999		
Quartile 1 (la plus courte)	0,64*	0,51 - 0,80
Quartile 2	0,75*	0,60 - 0,94
Quartile 3	1,08	0,89 - 1,32
Quartile 4 (la plus longue)‡	1,00	...
Volume (congés)		
Quartile 1 (le moins important)	0,71	0,45 - 1,11
Quartile 2	0,82	0,63 - 1,05
Quartile 3	1,09	0,87 - 1,35
Quartile 4 (le plus important)‡	1,00	...
Niveau de complexité		
Élevé	0,71*	0,59 - 0,87
Non élevé‡	1,00	...
Caractéristiques du patient		
Sexe		
Homme	1,14	1,00 - 1,31
Femme‡	1,00	...
Groupe d'âge		
2 à 11 ans‡	1,00	...
12 à 24 ans	6,86*	1,32 - 35,76
25 à 44 ans	22,59*	6,15 - 82,94
45 à 59 ans	27,34*	7,17 - 104,31
60 à 74 ans	52,61*	14,02 - 197,33
75 ans et plus	133,11*	35,49 - 499,24
Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente		
0‡	1,00	...
1	1,26	1,00 - 1,58
2 et plus	1,11	0,78 - 1,59
Complexité du cas		
Aucune‡	1,00	...
Due à un problème de santé chronique	2,55*	2,12 - 3,06
Due à un problème de santé grave	6,08*	4,85 - 7,63
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	17,34*	13,55 - 22,19

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

† Comprend les hospitalisations de référence et les réhospitalisations.

‡ Catégorie de référence.

* $p \leq 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.

Tableau C

Rapports corrigés de cotes exprimant le risque de décès à l'hôpital dans le cas des hospitalisations pour infarctus aigu du myocarde†, selon les caractéristiques de l'hôpital et du patient, Ontario, 1998-1999

	Rapport corrigé de cotes	Intervalle de confiance de 95 %
Caractéristiques de l'hôpital		
Changement dans la durée moyenne de séjour, 1995-1996 à 1998-1999		
Augmentation‡	1,00	...
Faible diminution	0,77	0,57 - 1,05
Diminution importante	0,74	0,55 - 1,00
Fusion récente		
Oui	1,61	0,79 - 3,27
Non‡	1,00	...
Durée moyenne de séjour, 1998-1999		
Quartile 1 (la plus courte)	0,93	0,66 - 1,29
Quartile 2	0,87	0,60 - 1,26
Quartiles 3 et 4 (la plus longue)‡	1,00	...
Volume (congés)		
Quartile 1 (le moins important)	1,17	0,60 - 2,26
Quartile 2	0,96	0,60 - 1,54
Quartile 3	0,91	0,61 - 1,34
Quartile 4 (le plus important)‡	1,00	...
Niveau de complexité		
Élevé	0,69*	0,48 - 0,98
Non élevé‡	1,00	...
Caractéristiques du patient		
Sexe		
Homme	0,59*	0,49 - 0,72
Femme‡	1,00	...
Groupe d'âge		
2 à 44 ans‡	1,00	...
45 à 59 ans	0,53	0,27 - 1,02
60 à 74 ans	1,49	0,85 - 2,61
75 ans et plus	3,48*	1,84 - 6,56
Hospitalisations connexes au cours de l'année précédente		
0‡	1,00	...
1	1,93*	1,40 - 2,66
2 et plus	1,61	0,96 - 2,70
Complexité du cas		
Aucune‡	1,00	...
Due à un problème de santé chronique	3,40*	2,68 - 4,30
Due à un problème de santé grave	10,83*	7,90 - 14,84
Due à une affection mettant en jeu le pronostic vital	66,11*	33,82 - 129,24

Source des données : Base de données sur les congés des patients, 1998-1999, Institut canadien d'information sur la santé

† Comprend les hospitalisations de référence et les réhospitalisations.

‡ Catégorie de référence.

* $p \leq 0,05$.

... N'ayant pas lieu de figurer.