



Le 24 février 2009

Le lien entre le statut socioéconomique et l'hospitalisation pour une dépression

Sommaire

Bien qu'un faible statut socioéconomique soit invariablement lié à des taux élevés de maladie mentale, il n'a pas toujours été associé à de forts taux d'utilisation des services de santé mentale. Dans la présente Analyse en bref, la relation entre le statut socioéconomique, mesuré d'après le revenu du quartier, et l'utilisation des services de santé mentale par les patients hospitalisés pour une dépression a été examinée chez les personnes âgées de 15 à 64 ans dans 13 villes canadiennes. Les résultats suggèrent une relation inverse, au sens où les personnes provenant des quartiers au statut socioéconomique faible étaient plus susceptibles d'être hospitalisées pour une dépression que celles vivant dans des quartiers au statut socioéconomique élevé. Toutefois, aucun lien n'a été observé entre le statut socioéconomique et la durée du séjour ou les taux de réadmission à l'hôpital, ce qui porte à croire que les différences de statut socioéconomique ne sont pas liées aux différences de gravité de la maladie ou de prolongement du traitement.

Introduction

Les examens du lien entre le statut socioéconomique et la maladie mentale ont révélé une plus forte présence de problèmes de santé psychiatrique dans les régions plus pauvres et défavorisées¹⁻⁶. On a observé une association entre divers problèmes de santé mentale et le chômage, l'itinérance, la pauvreté, la sous-scolarisation et un manque de soutien social au sein de la population du Canada et de celle d'autres pays⁷⁻¹¹.

La dépression, en particulier, a été le thème central de nombreuses études portant sur la relation entre le statut socioéconomique et la santé mentale^{3, 12, 13} et qui ont démontré que les personnes issues de milieux au faible statut socioéconomique manifestaient généralement des taux plus élevés de morbidité. La dépression est une maladie mentale qui touche des personnes de tous âges et, dans l'ensemble du Canada, les taux d'hospitalisation en soins de courte durée pour le traitement de la dépression sont invariablement supérieurs à ceux liés à toute autre maladie mentale¹⁴. On se demande encore dans quelle mesure la dépression mène à la détérioration des conditions socioéconomiques des personnes qui en sont atteintes et à quel point les conditions socioéconomiques contribuent à l'apparition de la dépression ou à l'exacerbation de ses symptômes^{5, 15}.

Analyse en bref

À l'avant-garde de l'information sur la santé

La grande concentration de personnes atteintes de dépression dans des régions défavorisées sur les plans matériel et social concorde avec la relation inverse entre le statut socioéconomique et la prévalence des maladies mentales d'une façon plus générale. Cependant, il est moins évident d'établir un lien similaire entre le statut socioéconomique et l'utilisation des services de santé mentale. Des études canadiennes ont révélé que, dans certains milieux communautaires et ceux où les professionnels sont rémunérés à l'acte, les groupes plus favorisés sont aussi portés, sinon plus, à utiliser les services que ceux au statut socioéconomique plus faible^{8, 16-19}.

L'hospitalisation constitue souvent la forme de traitement privilégiée lorsque les symptômes d'une maladie atteignent leur paroxysme, lorsque les personnes n'ont pas accès à d'autres formes de traitement ou lorsqu'elles ne connaissent pas d'autres solutions possibles. Si les personnes issues des groupes au statut socioéconomique le plus faible n'utilisent pas les services communautaires, de soins primaires ou de psychiatrie comme on pourrait s'y attendre compte tenu de leurs forts taux de prévalence⁸, il a par contre été démontré que ceux provenant de groupes au statut socioéconomique plus bas utilisent davantage les services hospitaliers²⁰. Cette réalité illustre peut-être des écarts dans la connaissance des services non hospitaliers ou dans leur accessibilité⁹. Elle pourrait également refléter une tendance à demander des soins uniquement lorsque les conditions d'une maladie deviennent très graves et nécessitent une hospitalisation.

La présente Analyse en bref a examiné la relation entre le statut socioéconomique, mesuré d'après le revenu du quartier, et l'utilisation des services de santé mentale en milieu hospitalier pour le traitement de la dépression chez les personnes âgées de 15 à 64 ans dans 13 villes canadiennes. L'analyse a évalué les taux d'hospitalisation pour une dépression dans des quartiers aux différents statuts socioéconomiques. Elle a par ailleurs comparé la durée des hospitalisations selon le statut socioéconomique des quartiers afin d'étudier les possibles différences de gravité de la maladie au cours de la période d'hospitalisation. Un certain nombre d'études ont démontré un lien entre la durée de l'hospitalisation et la gravité de la maladie mentale²¹⁻²⁵. Enfin, il a été prouvé qu'après l'apparition de la maladie, un statut socioéconomique plus faible est lié à une persistance accrue de la dépression^{12, 26}, ce qui laisse entrevoir un pronostic et des résultats moins bons. L'analyse a tenté d'éclaircir cette question en examinant les différences entre les taux de réadmission à l'hôpital pour une dépression selon le statut socioéconomique.

Qu'est-ce qui distingue les personnes hospitalisées pour une dépression?

Les caractéristiques des personnes hospitalisées pour une dépression et de celles de la population en général sont présentées au tableau 1. Les données indiquent que les femmes et les personnes issues de quartiers au statut socioéconomique faible sont surreprésentées parmi les patients hospitalisés et que ces derniers sont aussi légèrement plus âgés. Ces variations ne tiennent pas compte des effets de confusion que peuvent exercer l'âge, le sexe, la ville et le quintile de revenu du quartier sur chaque autre variable; toutefois, ces effets de confusion potentiels sont pris en considération dans les analyses de régression qui suivent.

Analyse en bref

À l'avant-garde de l'information sur la santé

Les hospitalisations pour une dépression ont duré en moyenne 16 jours, la moitié des patients demeurant à l'hôpital moins de 11 jours. Les données du tableau 1 indiquent que certaines personnes hospitalisées pour une dépression étaient également atteintes d'autres problèmes de santé. Une personne sur cinq (19,7 %) souffrait d'au moins un trouble comorbide lié à la toxicomanie et près d'un tiers (30,5 %) ont présenté au moins trois comorbidités d'une autre nature. Dans certains cas, les problèmes étaient assez graves pour nécessiter une réhospitalisation. Environ 7,5 % des patients hospitalisés ont été réadmis dans les 30 jours, et un peu plus d'un quart (25,2 %) ont été réadmis dans l'année qui a suivi l'hospitalisation.

Tableau 1 Description des personnes hospitalisées pour le traitement de la dépression et population correspondante

	Personnes hospitalisées pour une dépression *	Population [†]
N	10 858	8 523 520
Quintile de revenu du quartier[‡] (%)		
1 (le plus bas)	25,5	19,2
2	22,1	20,0
3	19,3	20,2
4	17,6	20,4
5 (le plus élevé)	15,5	20,2
Hommes (%)	40,1	49,2
Groupe d'âge (%)		
45 à 64 ans	36,5	33,8
25 à 44 ans	44,8	46,6
15 à 24 ans	18,6	19,7
Ville (%)		
St. John's	1,0	1,4
Halifax	1,0	2,9
Ottawa-Gatineau	6,0	8,6
Toronto	36,3	36,1
Hamilton	6,2	5,1
London	4,7	3,4
Winnipeg	6,6	5,2
Regina	2,1	1,5
Saskatoon	2,5	1,8
Edmonton	6,9	7,5
Calgary	6,3	7,8
Vancouver	16,8	16,3
Victoria	3,5	2,4
Trouble comorbide lié à la toxicomanie (%)	19,7	—

Analyse en bref

À l'avant-garde de l'information sur la santé

	Personnes hospitalisées pour une dépression*	Population†
Autres comorbidités (%)		
3 ou plus	30,5	—
1 ou 2	41,8	—
0	27,7	—
Patients réadmis dans les 30 jours (%)		
	7,5	—
Patients réadmis dans l'année (%)		
	25,2	—
Durée du séjour (jours)		
Moyenne	16,1	—
Médiane	11	—

Remarques

* Les données sur les patients hospitalisés pour le traitement de la dépression ont été extraites de la Base de données sur les congés des patients (BDGP) de l'Institut canadien d'information sur la santé; l'extraction a été limitée aux personnes traitées relativement à un diagnostic principal de dépression, âgées de 15 à 64 ans, vivant dans l'une des 13 villes choisies, admises à un établissement de soins de courte durée, puis renvoyées chez elles; l'extraction a en outre été restreinte aux détenteurs d'un code postal et d'un numéro de carte d'assurance-maladie valides dont le quintile de revenu du quartier était établi; seule la première sortie admissible observée pour chaque patient au cours de l'exercice 2004-2005 a été retenue.

† La population a été estimée d'après les données du recensement canadien de 2001; les chiffres de population ont été extraits pour chaque variable : groupe d'âge, sexe, ville et quintile de revenu, et limités aux personnes âgées de 15 à 64 ans vivant dans l'une des 13 villes choisies, ainsi qu'aux aires de diffusion du recensement affichant des quintiles de revenu du quartier valides.

‡ Veuillez consulter l'annexe A pour obtenir une description complète des quintiles de revenu et du nombre de comorbidités.

Source

Base de données sur les congés des patients, 2004-2005, Institut canadien d'information sur la santé.

Le statut socioéconomique est-il associé aux sorties des patients traités pour une dépression?

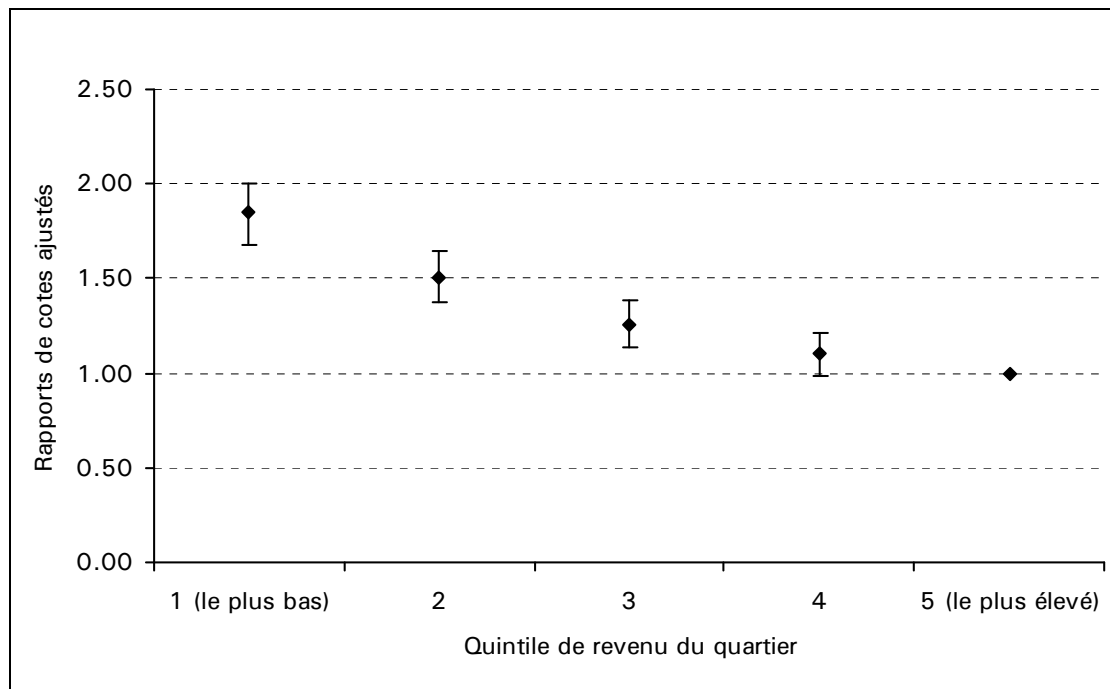
La relation entre le quintile de revenu du quartier et la sortie des patients hospitalisés pour une dépression a été examinée au moyen d'un modèle de régression logistique (veuillez consulter l'annexe A pour obtenir des précisions supplémentaires sur la méthodologie). Le modèle logistique comprenait des termes pour tenir compte de la ville, de l'âge et du sexe du patient.

Les résultats révèlent que l'association entre le quintile de revenu du quartier et les sorties des patients hospitalisés pour une dépression était statistiquement significative (veuillez consulter le tableau 2 de l'annexe B pour voir les résultats de régression). Comme l'illustre la figure 1, les données indiquent que, comparativement aux personnes issues des régions au revenu le plus élevé, celles provenant des régions au revenu le plus faible étaient 85 % plus à risque de quitter l'hôpital après avoir été traité pour une dépression. En outre, on observe un effet de gradient selon lequel les probabilités de sortir de l'hôpital pour chaque quintile de revenu du quartier sont légèrement plus faibles que celles du quintile précédent. Ainsi, les gens semblent utiliser différemment les services d'un hôpital général pour traiter leur dépression selon, notamment, leur statut socioéconomique.

Analyse en bref

À l'avant-garde de l'information sur la santé

Figure 1 Rapports de cotes ajustés* pour les sorties des patients hospitalisés pour une dépression selon le quintile de revenu du quartier, 2004-2005



Remarque

* Les rapports de cotes ajustés ont été produits au moyen d'un modèle de régression logistique ajusté en fonction de l'âge, du sexe et de la ville. Les chiffres de population propres aux groupes d'âge, au sexe et aux villes ayant servi aux estimations pour les besoins du modèle ont été tirés des données du recensement canadien de 2001 publiées par Statistique Canada.

Source

Base de données sur les congés des patients, 2004-2005, Institut canadien d'information sur la santé.

Le statut socioéconomique est-il associé à la durée de l'hospitalisation pour dépression?

La relation entre le quintile de revenu du quartier et la durée de l'hospitalisation liée à la dépression a été examinée au moyen d'un modèle de régression linéaire (veuillez consulter l'annexe A pour obtenir des précisions supplémentaires sur la méthodologie). Ce modèle comprenait des termes pour tenir compte de la ville, de l'âge, du sexe, du trouble comorbide lié à la toxicomanie et du nombre d'autres comorbidités (d'une autre nature que la toxicomanie) du patient. Les résultats indiquent que le quintile de revenu du quartier n'était pas associé à la durée du séjour (veuillez consulter le tableau 3 pour voir les résultats du modèle de régression). Ainsi, le statut socioéconomique ne semble pas influencer sur la durée du séjour des patients hospitalisés pour une dépression dans un hôpital général.

Le statut socioéconomique est-il associé à la réadmission des patients hospitalisés pour une dépression après leur sortie?

La relation entre le quintile de revenu du quartier et la réadmission des patients hospitalisés pour une dépression après leur sortie a été étudiée au moyen de deux modèles de régression logistique : un concernant une réadmission dans les 30 jours et l'autre, une réadmission dans l'année suivant la sortie (veuillez consulter l'annexe A pour obtenir des précisions supplémentaires sur la méthodologie). Les modèles logistiques comprenaient des termes pour tenir compte de la ville, de l'âge, du sexe, du trouble comorbide lié à la toxicomanie et du nombre d'autres comorbidités (d'une autre nature que la toxicomanie) du patient, ainsi que de la durée de son épisode initial. Les résultats des modèles de régression logistique indiquent que le quintile de revenu du quartier n'était associé ni à une réadmission dans les 30 jours, ni à une réadmission dans l'année (veuillez consulter le tableau 4 pour voir les résultats du modèle de régression). Cette constatation donne à penser qu'en moyenne, les personnes issues de quartiers plus pauvres ne retournent pas plus souvent à un hôpital général pour être traitées contre la dépression que celles provenant d'autres quartiers.

Conclusion

Les analyses dont il est question dans le présent document révèlent un lien inverse entre le statut socioéconomique et l'hospitalisation pour une dépression chez les personnes âgées de 15 à 64 ans. Les taux d'hospitalisation tirés des données sur 13 villes canadiennes étaient plus élevés chez celles provenant de quartiers au statut socioéconomique plus faible. Les personnes vivant dans les quartiers les plus faibles sur le plan socioéconomique étaient deux fois plus susceptibles d'avoir été hospitalisées pour une dépression que celles habitant les quartiers au statut socioéconomique le plus élevé. Cette constatation correspond à la présence déjà connue de taux plus élevés de prévalence de maladie mentale en général et de dépression en particulier chez les membres les plus défavorisés de la société^{3, 12, 15}.

La constatation suggère également une relation plus explicite entre le statut socioéconomique et les soins de santé mentale aux patients hospitalisés en soins de courte durée, comparativement à ce qui a été relevé dans les milieux communautaires et ceux où les professionnels sont rémunérés à l'acte, où on a découvert qu'il n'existait aucune différence entre les niveaux socioéconomiques ou que les personnes de statut socioéconomique plus élevé utilisaient davantage les services^{8, 16, 18}.

Bien que les personnes issues des quartiers au statut économique inférieur étaient hospitalisées plus souvent pour la dépression, la durée de leur séjour à l'hôpital était semblable à celle des personnes provenant de quartiers au statut socioéconomique plus élevé. Ces résultats donnent à penser que des maladies de gravité similaire ont entraîné une hospitalisation. Ils pourraient également suggérer la parité dans la prestation de services aux patients hospitalisés pour une dépression, qui tranche sur les différences dans la durée des séjours observées au sein des systèmes de santé à plusieurs paliers^{27, 28}.

L'absence de différences entre les taux de réadmission des personnes de tous les statuts socioéconomiques contredit certains résultats selon lesquels la durée de la dépression est plus longue chez les pauvres et les démunis. Toutefois, la réadmission à l'hôpital représente plus vraisemblablement la durée des soins plutôt que la durée de la maladie et de ses symptômes. Il est pertinent d'établir une telle distinction dans ce cas-ci, car elle sous-entend que, malgré des taux d'hospitalisation plus élevés chez les groupes de faible statut socioéconomique, il n'y avait aucune différence, en moyenne, dans la probabilité d'épisodes d'hospitalisation ultérieurs en fonction du statut socioéconomique. Quoi qu'il en soit, il faudrait effectuer une analyse plus étendue portant à la fois sur des personnes traitées et non traitées afin d'examiner davantage la question du statut socioéconomique et de son incidence sur la persistance de la dépression et d'autres maladies mentales.

Analyse en bref

À l'avant-garde de l'information sur la santé

Les constatations de la présente Analyse en bref mettent en relief le rôle continu des soins de santé mentale dispensés en milieu hospitalier pour de nombreuses personnes dépressives, particulièrement celles issues de quartiers au statut socioéconomique faible dans les grandes villes. Elles démontrent également qu'une fois le patient hospitalisé pour la dépression, le statut socioéconomique de son quartier n'est pas un facteur influant sur la durée de son séjour ou sur sa réadmission à un stade de gravité donné de la maladie. Étant donné le coût relativement plus élevé de l'hospitalisation et le fait que la dépression soit souvent aisément traitée dans des milieux non hospitaliers, les résultats donnent à penser que les décideurs et les planificateurs de systèmes pourraient examiner davantage le rôle que jouent les services communautaires auprès des gens vivant dans des quartiers à faible revenu.

Aux fins d'une étude plus approfondie, il pourrait être avantageux d'évaluer les relations dans l'ensemble des milieux dispensant des services de santé mentale afin d'évaluer le niveau de continuité des services et son lien avec le statut socioéconomique. Cette évaluation pourrait s'intéresser notamment aux personnes admises dans des hôpitaux psychiatriques spécialisés, qui comptent parmi les plus gravement malades et les plus appauvries sur le plan socioéconomique. Toujours aux fins d'une étude plus approfondie, il serait également avantageux d'instaurer des mesures plus explicites de la gravité de la dépression, des mesures longitudinales de la persistance et des mesures multidimensionnelles du statut socioéconomique qui tiennent compte des différences de scolarité et des dimensions sociales de la défavorisation.

Annexe A

Méthodes

Source des données et critères d'inclusion

Les données sur l'utilisation des services hospitaliers ont été extraites de la Base de données sur les congés des patients (BDCP) de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS). La BDCP renferme des renseignements sur les personnes qui ont obtenu un congé (sortie) d'un hôpital canadien dans neuf provinces et dans les territoires.

Les données extraites de la BDCP ont été limitées aux personnes ayant reçu un diagnostic principal de dépression, âgées de 15 à 64 ans (inclusivement) et vivant dans l'une des 13 agglomérations métropolitaines canadiennes choisies, soit St. John's, Halifax, Ottawa, Toronto, Hamilton, London, Winnipeg, Regina, Saskatoon, Edmonton, Calgary, Vancouver et Victoria. Les données ont en outre été restreintes aux personnes sorties d'un hôpital de soins de courte durée. Certains enregistrements ont été exclus lorsque le numéro d'assurance-maladie (NAM) ou le code postal du patient était invalide, ou s'il était impossible de lier le code postal à un quintile de revenu du quartier (décrit plus loin).

Au moyen du NAM, qui servait d'identificateur personnel, on a extrait la première sortie suivant une hospitalisation pour une dépression observée au cours de l'exercice 2004-2005 (du 1^{er} avril au 31 mars) pour chaque patient hospitalisé. Au total, 10 858 abrégés ont été extraits, chacun représentant une seule personne. L'analyse des réadmissions (décrite ci-dessous) a nécessité l'extraction de la sortie ultérieure liée à la santé mentale pour chaque personne (le cas échéant); certaines données de la BDCP de l'exercice 2005-2006 ont été utilisées à cette fin.

Revenu du quartier

Fondé sur le revenu moyen équivalent par habitant de l'aire de diffusion (AD), le quintile de revenu du quartier a été utilisé comme indicateur du statut socioéconomique et déterminé pour chaque patient au moyen de son code postal. Plus précisément, le code postal de chaque patient a été mis en correspondance avec son aire de diffusion du recensement à l'aide du Fichier de conversion des codes postaux (FCCP) de Statistique Canada. Chaque patient s'est ensuite vu attribuer le quintile de revenu associé à son aire de diffusion. Comme mentionné plus haut, certains enregistrements (moins de 3 %) ont été exclus parce qu'il n'était pas possible de lier les codes postaux à un quintile de revenu du quartier. Dans l'échantillon utilisé pour la présente analyse, deux raisons expliquaient l'impossibilité de lier le code postal d'un patient au quintile de revenu de son quartier : soit que Statistique Canada ne disposait pas de données sur le revenu pour l'aire de diffusion correspondant au code postal du patient, soit que Statistique Canada avait dû supprimer le quintile de revenu du quartier de l'aire de diffusion du patient vu le petit nombre de ménages représentés dans cette dernière.

Analyse en bref

À l'avant-garde de l'information sur la santé

Variables liées aux résultats

Trois indicateurs d'utilisation des services hospitaliers ont servi à examiner la relation entre le statut socioéconomique et le taux d'utilisation des services hospitaliers, la gravité de la maladie et la durée de l'utilisation.

Sortie

Les 10 858 personnes qui répondaient aux critères d'inclusion décrits précédemment ont été comparées à la population de référence. La population a été estimée au moyen de chiffres de population relatifs à l'âge, au sexe et à l'aire de diffusion tirés des données du recensement canadien de 2001. Les mêmes restrictions d'âge (de 15 à 64 ans) et de résidence (une des 13 villes choisies et aires de diffusion ayant un quintile de revenu de quartier valide) ont été appliquées à la population hospitalisée et aux chiffres de population. Au total, les chiffres de population extraits représentaient 8 523 520 Canadiens.

Durée du séjour

La longueur du séjour des patients constitue le calcul de la différence entre la date de l'admission et celle de la sortie.

Réadmission

Chaque personne hospitalisée a été classifiée comme ayant été « réadmise » si un enregistrement de sortie indiquait qu'elle avait été admise, par le service d'urgence, pour le traitement d'un problème de santé mentale constituant le diagnostic principal au moins deux jours *après* sa première sortie admissible suivant une hospitalisation pour une dépression. Le délai avant cette « réadmission » a ensuite servi à créer deux variables binaires pour indiquer si la personne avait été réadmise dans les 30 jours ou dans l'année suivant la première sortie admissible. Les sorties enregistrées pendant l'exercice 2005-2006 ont également été étudiées afin que chaque cas dispose du même délai aux fins de réadmission, sans égard au moment de la première sortie du patient au cours de l'exercice 2004-2005.

Nombre de comorbidités

Le dénombrement des comorbidités comprenait toutes les maladies physiques et mentales concomitantes, à l'exception des troubles concomitants de l'humeur ou ceux liés à la toxicomanie.

Analyses statistiques

Un modèle de régression logistique ajusté en fonction de la ville, de l'âge et du sexe a servi à l'évaluation de la relation entre les taux de sorties et les quintiles de revenu des quartiers. Afin d'évaluer la relation entre la durée du séjour et le quintile de revenu du quartier, on a utilisé un modèle de régression linéaire ajusté en fonction de la ville, de l'âge, du sexe, de l'existence de troubles liés à la toxicomanie et du nombre de comorbidités (à l'exception des troubles liés à la toxicomanie). Quant à l'évaluation de la relation entre la réadmission et les quintiles de revenu des quartiers, elle a été réalisée à l'aide d'un modèle de régression logistique pour chaque réadmission dans les 30 jours ou dans l'année tenant compte de la ville, de l'âge, de l'existence de troubles liés à la toxicomanie, du nombre de comorbidités (sauf les troubles liés à la toxicomanie) et de la durée du séjour de l'épisode initial.

Dans chaque modèle, on a traité l'âge comme une variable nominale (qui comprend trois catégories : de 15 à 24 ans, de 25 à 44 ans et de 45 à 64 ans) ainsi que le nombre de comorbidités (qui comprend trois catégories : aucune comorbidité, une ou deux comorbidités et trois comorbidités ou plus). Des catégories plutôt que des valeurs continues ont servi pour ces deux variables, puisque la relation linéaire hypothétique ne tenait pas entre ces variables et le logarithme de durée du séjour dans le modèle de durée du séjour, ce qui était également le cas du logit (logarithme des probabilités) dans le modèle de réadmission. On a utilisé le logarithme de durée du séjour à la fois dans le modèle de durée du séjour et le modèle de réadmission afin de compenser pour la répartition de la durée du séjour, qui était extrêmement désaxée vers la droite.

Annexe B

Résultats de régression

Tableau 2 Résultats de régression logistique pour l'analyse des sorties d'hôpital liées au traitement de la dépression, 2004-2005

Variable	RC non ajustés (IC 95 %)	Val. préd.*	RC ajustés (IC 95 %)	Val. préd.*
Quintile de revenu du quartier		< 0,0001		< 0,0001
1 (le plus bas)	1,83 (1,68, 2,00)		1,85 (1,69, 2,03)	
2	1,49 (1,36, 1,63)		1,50 (1,37, 1,65)	
3	1,25 (1,13, 1,38)		1,26 (1,14, 1,38)	
4	1,09 (0,99, 1,21)		1,10 (0,99, 1,21)	
5 (le plus élevé) [†]	1,00		1,00	
Sexe		< 0,0001		< 0,0001
Hommes	0,68 (0,64, 0,72)		0,68 (0,64, 0,72)	
Femmes [†]	1,00		1,00	
Groupe d'âge		< 0,0001		< 0,0001
45 à 64 ans	1,16 (1,08, 1,25)		1,18 (1,10, 1,27)	
25 à 44 ans	1,03 (0,96, 1,11)		1,03 (0,96, 1,11)	
15 à 24 ans [†]	1,00		1,00	
Ville		< 0,0001		< 0,0001
St. John's	0,56 (0,45, 0,70)		0,56 (0,45, 0,69)	
Halifax	0,26 (0,20, 0,33)		0,25 (0,20, 0,32)	
Ottawa-Gatineau	0,56 (0,49, 0,64)		0,56 (0,48, 0,64)	
Toronto	0,80 (0,72, 0,90)		0,80 (0,72, 0,90)	
Hamilton	0,95 (0,83, 1,08)		0,95 (0,83, 1,08)	
London	1,10 (0,96, 1,26)		1,09 (0,96, 1,25)	
Regina	1,11 (0,94, 1,31)		1,11 (0,94, 1,31)	
Saskatoon	1,12 (0,96, 1,31)		1,12 (0,96, 1,32)	
Edmonton	0,71 (0,63, 0,81)		0,71 (0,63, 0,81)	
Calgary	0,63 (0,55, 0,72)		0,63 (0,55, 0,73)	
Vancouver	0,81 (0,72, 0,91)		0,81 (0,72, 0,91)	
Victoria	1,14 (0,99, 1,32)		1,13 (0,98, 1,30)	
Winnipeg [†]	1,00		1,00	

Remarques

* La valeur prédictive est calculée à l'aide des statistiques des rapports de vraisemblance et reflète le test de signification global pour les variables nominales.

† Groupe de référence.

Source

Base de données sur les congés des patients, 2004-2005, Institut canadien d'information sur la santé.

Tableau 3 Résultats de régression linéaire pour l'analyse de la durée du séjour à l'hôpital lié à la dépression*

Variable	Estimation non ajustée (ET)	Estimation de la DDS médiane [†]	Val. préd. [‡]	Estimation ajustée (ET)	Estimation de la DDS médiane [†]	Val. préd. [‡]
Quintile de revenu du quartier			n. s.			n. s.
1 (le plus bas)	0,018 (0,034)	9,42		-0,030 (0,033)	10,31	
2	0,021 (0,035)	9,45		-0,006 (0,034)	10,57	
3	0,029 (0,036)	9,52		0,017 (0,035)	10,81	
4	0,049 (0,037)	9,71		0,056 (0,036)	11,25	
5 (le plus élevé) [§]	2,225 (0,027)	9,25		2,364 (0,054)	10,63	
Sexe			n. s.			n. s.
Hommes	-0,034 (0,022)	9,28		-0,012 (0,021)	10,51	
Femmes [§]	2,262 (0,014)	9,60		2,364 (0,054)	10,63	
Groupe d'âge			< 0,0001			< 0,0001
45 à 64 ans	0,398 (0,030)	11,65		0,318 (0,029)	15,56	
25 à 44 ans	0,101 (0,029)	8,66		0,098 (0,028)	11,73	
15 à 24 ans [§]	2,057 (0,024)	7,83		2,364 (0,054)	10,63	
Ville			< 0,0001			< 0,0001
St. John's	0,023 (0,058)	14,00		0,008 (0,057)	10,72	
Halifax	0,001 (0,056)	13,70		-0,39 (0,056)	10,22	
Ottawa-Gatineau	-0,122 (0,114)	12,12		-0,124 (0,113)	9,40	
Toronto	-0,124 (0,058)	12,09		-0,132 (0,057)	9,32	
Hamilton	-0,620 (0,063)	7,37		-0,594 (0,062)	5,87	
London	-0,310 (0,058)	10,04		-0,333 (0,058)	7,62	
Regina	-0,172 (0,082)	11,53		-0,174 (0,081)	8,94	
Saskatoon	-0,282 (0,077)	10,32		-0,250 (0,076)	8,29	
Edmonton	0,193 (0,110)	16,59		0,169 (0,109)	12,59	
Calgary	-0,616 (0,044)	7,39		-0,612 (0,043)	5,76	
Vancouver	-0,427 (0,048)	8,93		-0,413 (0,047)	7,04	
Victoria	-0,251 (0,069)	10,65		-0,230 (0,068)	8,45	
Winnipeg [§]	2,616 (0,040)	13,68		2,364 (0,054)	10,63	
Trouble comorbide lié à la toxicomanie			n. s.			< 0,01
Oui	-0,048 (0,027)	9,11		-0,122 (0,028)	9,41	
Non [§]	2,258 (0,012)	9,56		2,364 (0,054)	10,63	
Nombre d'autres comorbidités			< 0,001			< 0,0001
3 ou plus	0,250 (0,028)	10,86		0,192 (0,029)	12,89	
1 ou 2	0,087 (0,026)	9,23		0,083 (0,026)	11,56	
0 [§]	2,135 (0,020)	8,46		2,364 (0,054)	10,63	

Remarques

* Le logarithme de durée du séjour (DDS) a été utilisé dans le modèle au lieu de la DDS non transformée parce que cette dernière était désaxée vers la droite.

† Pour obtenir les estimations de la durée médiane du séjour (DDS), on a calculé de façon exponentielle la somme des estimations propres aux groupes précis et l'estimation propre au groupe de référence (qui représente le point d'intersection).

‡ La valeur prédictive a été calculée à l'aide des statistiques des rapports de vraisemblance et reflète le test de signification global pour les variables nominales.

§ Groupe de référence.

n. s. = non significatif.

Source

Base de données sur les congés des patients, 2004-2005, Institut canadien d'information sur la santé.

Tableau 4 Résultats de régression logistique pour l'analyse des réadmissions à l'hôpital liées à un problème de santé mentale, 2004-2005

Variable	Réadmission dans les 30 jours				Réadmission dans l'année			
	RC non ajustés (IC 95 %)	Val. préd.*	RC ajustés (IC 95 %)	Val. préd.*	RC non ajustés (IC 95 %)	Val. préd.*	RC ajustés (IC 95 %)	Val. préd.*
Quintile de revenu du quartier	n. s.				< 0,05			
1 (le plus bas)	1,24 (0,98, 1,57)		1,21 (0,95, 1,53)		1,25 (1,08, 1,44)		1,21 (1,05, 1,40)	
2	1,10 (0,86, 1,41)		1,09 (0,85, 1,39)		1,12 (0,97, 1,30)		1,10 (0,95, 1,28)	
3	1,20 (0,93, 1,54)		1,19 (0,93, 1,53)		1,17 (1,01, 1,36)		1,16 (0,99, 1,35)	
4	1,10 (0,85, 1,43)		1,08 (0,84, 1,40)		1,10 (0,95, 1,29)		1,07 (0,92, 1,5)	
5 (le plus élevé) [†]	1,00		1,00		1,00		1,00	
Sexe	< 0,05				n. s.			
Hommes	1,17 (1,02, 1,36)		1,14 (0,99, 1,32)		0,96 (0,88, 1,05)		0,93 (0,85, 1,02)	
Femmes [†]	1,00		1,00		1,00		1,00	
Groupe d'âge	< 0,05				< 0,001			
45 à 64 ans	0,91 (0,74, 1,12)		0,95 (0,77, 1,18)		0,97 (0,85, 1,10)		0,95 (0,83, 1,08)	
25 à 44 ans	1,14 (0,94, 1,38)		1,14 (0,94, 1,39)		1,18 (1,04, 1,33)		1,17 (1,03, 1,32)	
15 à 24 ans [†]	1,00		1,00		1,00		1,00	
Ville	< 0,001				< 0,0001			
St. John's	0,99 (0,46, 2,14)		1,05 (0,48, 2,27)		0,76 (0,45, 1,26)		0,76 (0,45, 1,27)	
Halifax	0,52 (0,18, 1,47)		0,53 (0,19, 1,49)		0,79 (0,46, 1,33)		0,79 (0,46, 1,33)	
Ottawa-Gatineau	0,84 (0,55, 1,28)		0,84 (0,55, 1,30)		1,01 (0,79, 1,31)		1,05 (0,81, 1,36)	
Toronto	1,08 (0,79, 1,46)		1,01 (0,74, 1,37)		1,14 (0,94, 1,38)		1,21 (0,99, 1,46)	
Hamilton	0,77 (0,50, 1,18)		0,76 (0,49, 1,18)		0,82 (0,63, 1,07)		0,82 (0,63, 1,07)	
London	1,66 (1,12, 2,45)		1,55 (1,04, 2,30)		1,72 (1,33, 2,21)		1,79 (1,38, 2,31)	
Regina	0,97 (0,54, 1,73)		0,97 (0,54, 1,74)		1,38 (0,98, 1,93)		1,39 (0,99, 1,95)	
Saskatoon	0,39 (0,18, 0,83)		0,36 (0,17, 0,78)		0,60 (0,41, 0,88)		0,60 (0,41, 0,87)	
Edmonton	0,80 (0,53, 1,21)		0,83 (0,55, 1,26)		0,85 (0,66, 1,10)		0,85 (0,66, 1,10)	
Calgary	0,84 (0,55, 1,28)		0,85 (0,56, 1,30)		1,03 (0,80, 1,32)		1,02 (0,80, 1,32)	
Vancouver	1,28 (0,92, 1,76)		1,18 (0,85, 1,64)		1,63 (1,33, 1,99)		1,66 (1,35, 2,03)	
Victoria	1,27 (0,81, 1,99)		1,22 (0,77, 1,91)		1,61 (1,22, 2,13)		1,63 (1,23, 2,15)	
Winnipeg [†]	1,00		1,00		1,00		1,00	
Trouble comorbide lié à la toxicomanie	< 0,05				< 0,001			
Oui	1,22 (1,03, 1,44)		1,25 (1,03, 1,51)		1,28 (1,15, 1,42)		1,29 (1,15, 1,45)	
Non [†]	1,00		1,00		1,00		1,00	
Nombre d'autres comorbidités	n. s.				n. s.			
3 ou plus	0,78 (0,64, 0,94)	< 0,05	0,79 (0,64, 0,98)		0,97 (0,86, 1,09)	n. s.	0,96 (0,84, 1,08)	
1 ou 2	0,99 (0,83, 1,17)		0,97 (0,81, 1,16)		1,05 (0,95, 1,17)		1,03 (0,92, 1,15)	
0 [†]	1,00		1,00		1,00		1,00	
Logarithme (durée du séjour, en jours)	0,86 (0,81, 0,92)	< 0,0001	0,89 (0,83, 0,95)	< 0,001	1,02 (0,98, 1,06)	n. s.	1,06 (1,02, 1,11)	< 0,01

Remarques

* La valeur prédictive est calculée à l'aide des statistiques des rapports de vraisemblance et reflète le test de signification global pour les variables nominales.

† Groupe de référence.

n. s. = non significatif.

Source

Base de données sur les congés des patients, 2004-2005, Institut canadien d'information sur la santé.

Références

1. R. Pampalon et G. Raymond, « A Deprivation Index for Health and Welfare Planning in Quebec », *Chronic Diseases in Canada*, vol. 21, n° 3 (2000), p. 104-113.
2. C. G. Hudson, « Socioeconomic Status and Mental Illness: Tests of the Social Causation and Selection Hypotheses », *American Journal of Orthopsychiatry*, vol. 75, n° 1 (2005), p. 3-18.
3. C. Muntaner, W. W. Eaton, R. Miech et P. O'Campo, « Socioeconomic Position and Major Mental Disorders », *Epidemiological Reviews*, vol. 26 (2004), p. 53-62.
4. D. A. Regier, M. E. Farmer, D. S. Rae, J. K. Myers, M. Kramer, L. N. Robins, L. K. George, M. Karno et B. Z. Locke, « One-Month Prevalence of Mental Disorders in the United States and Sociodemographic Characteristics: The Epidemiologic Catchment Area Study », *Acta Psychiatrica Scandinavica*, vol. 88, n° 1 (1993), p. 35-47.
5. J. M. Murphy, D. C. Olivier, R. R. Monson, A. M. Sobol, E. B. Federman et A. H. Leighton, « Depression and Anxiety in Relation to Social Status. A Prospective Epidemiologic Study », *Archives of General Psychiatry*, vol. 48, n° 3 (1991), p. 223-229.
6. E. M. Goldner, W. Jones et P. Waraich, « Using Administrative Data to Analyze the Prevalence and Distribution of Schizophrenic Disorders », *Psychiatric Services*, vol. 54, n° 7 (2003), p. 1017-1021.
7. J. Dekker, J. Peen, A. Goris, H. Heijnen et H. Kwakman, « Social Deprivation and Psychiatric Admission Rates in Amsterdam », *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, vol. 32, n° 8 (1997), p. 485-492.
8. L. S. Steele, R. H. Glazier et E. Lin, « Inequity in Mental Health Care Under Canadian Universal Health Coverage », *Psychiatric Services*, vol. 57, n° 3 (2006), p. 317-324.
9. S. J. Katz, R. C. Kessler, R. G. Frank, P. Leaf et E. Lin, « Mental Health Care Use, Morbidity, and Socioeconomic Status in the United States and Ontario », *Inquiry*, vol. 34, n° 1 (1997), p. 38-49.
10. M. Beiser, F. Hou, I. Hyman et M. Tousignant, « Poverty, Family Process, and the Mental Health of Immigrant Children in Canada », *American Journal of Public Health*, vol. 92, n° 2 (2002), p. 220-227.
11. T. Huurre, M. Eerola, O. Rahkonen et H. Aro, « Does Social Support Affect the Relationship Between Socioeconomic Status and Depression? A Longitudinal Study From Adolescence to Adulthood », *Journal of Affective Disorders*, vol. 100, n° 1-3 (2007), p. 55-64.
12. V. Lorant, D. Deliege, W. Eaton, A. Robert, P. Philippot et M. Anseau, « Socioeconomic Inequalities in Depression: A Meta-Analysis », *American Journal of Epidemiology*, vol. 157, n° 2 (2003), p. 98-112.
13. D. Kim, « Blues From the Neighborhood? Neighborhood Characteristics and Depression », *Epidemiologic Reviews*, vol. 30 (2008), p. 101-117.

Analyse en bref

À l'avant-garde de l'information sur la santé

14. Institut canadien d'information sur la santé, *Hospital Mental Health Services in Canada, 2005–2006*, Ottawa (Ont.), ICIS, 2008, (*Services de santé mentale en milieu hospitalier au Canada, 2005-2006*).
15. B. P. Dohrenwend, I. Levav, P. E. Shrout, S. Schwartz, G. Naveh, B. G. Link, A. E. Skodol et A. Stueve, « Socioeconomic Status and Psychiatric Disorders: The Causation-Selection Issue », *Science*, vol. 255, n° 5047 (1992), p. 946-952.
16. A. Rhodes, J. R. Liisa, S. Bondy et K. Fung, « Depression and Mental Health Visits to Physicians—A Prospective Records-Based Study », *Social Science and Medicine* vol. 62, n° 4 (2006), p. 828-834.
17. L. Steele, C. Dewa et K. Lee, « Socioeconomic Status and Self-Reported Barriers to Mental Health Service Use », *Canadian Journal of Psychiatry*, vol. 52, n° 3 (2007), p. 201-206.
18. J. M. Starkes, C. C. Poulin et S. R. Kisely, « Unmet Need for the Treatment of Depression in Atlantic Canada », *Canadian Journal of Psychiatry*, vol. 50, n° 10 (2005), p. 580-590.
19. B. Diverty et M. P. Beaudet, « Depression: An Undertreated Disorder? », *Health Reports*, vol. 8, n° 4 (1997), p. 9-18.
20. A. E. Rhodes, M. Agha, M. Creatore et R. Glazier, « Monitoring Mental Health Reform in a Canadian Inner City », *Health and Place*, vol. 10, n° 2 (2004), p. 163-168.
21. J. Durbin, P. Goering, G. Pink et M. Murray, « Classifying Psychiatric Inpatients: Seeking Better Measures », *Medical Care*, vol. 37, n° 4 (1999), p. 415-423.
22. I. Galynker, L. Cohen, C. Salvit, C. Miner, E. Phillips, M. Focseneanu et R. Rosenthal, « Psychiatric Symptom Severity and Length of Stay on an Intensive Rehabilitation Unit », *Psychosomatics*, vol. 41, n° 2 (2000), p. 114-120.
23. S. D. Horn, A. F. Chambers, P. D. Sharkey et R. A. Horn, « Psychiatric Severity of Illness. A Case Mix Study », *Medical Care*, vol. 27, n° 1 (1989), p. 69-84.
24. R. Ries, M. Mullen et G. Cox, « Symptom Severity and Utilization of Treatment Resources Among Dually Diagnosed Inpatients », *Hospital and Community Psychiatry*, vol. 45, n° 6 (1994), p. 562-568.
25. A. Weinberg, J. Greaves, F. Creed et B. Tomenson, « Severity of Psychiatric Disorder in Day Hospital and In-Patient Admissions », *Acta Psychiatrica Scandinavica*, vol. 98, n° 3 (1998), p. 250-253.
26. P. Bracke, « The Three-Year Persistence of Depressive Symptoms in Men and Women », *Social Science and Medicine*, vol. 51, n° 1 (2000), p. 51-64.
27. M. S. Hendryx et J. DeRyan, « Psychiatric Hospitalization Characteristics Associated With Insurance Type », *Administration and Policy in Mental Health*, vol. 25, n° 4 (1998), p. 437-448.
28. D. Mechanic, D. D. McAlpine et M. Olfson, « Changing Patterns of Psychiatric Inpatient Care in the United States, 1988–1994 », *Archives of General Psychiatry*, vol. 55, n° 9 (1998), p. 785-791.

À propos de l'ICIS

L'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) recueille de l'information sur la santé et les soins de santé au Canada, l'analyse, puis la rend accessible au grand public. L'ICIS a été créé par les gouvernements fédéral, provinciaux et territoriaux en tant qu'organisme autonome sans but lucratif voué à la réalisation d'une vision commune de l'information sur la santé au Canada. Son objectif : fournir de l'information opportune, exacte et comparable. Les données que l'ICIS rassemble et les rapports qu'il produit éclairent les politiques de la santé, appuient la prestation efficace de services de santé et sensibilisent les Canadiens aux facteurs qui contribuent à une bonne santé.

La réalisation de la présente analyse est rendue possible grâce à l'apport financier de Santé Canada et des gouvernements provinciaux et territoriaux. Les opinions qui y sont exprimées ne reflètent pas nécessairement celles de Santé Canada ou des gouvernements provinciaux et territoriaux.