

# Étude des facteurs hospitaliers associés aux départs avant prise en charge médicale à l'urgence d'un centre hospitalier de soins tertiaires

Nicolas Elazhary, MD\*<sup>†</sup>; Marie-Laure Dolbec, MD<sup>‡</sup>; Thierry Boucher, MD<sup>‡</sup>; Jean-François Deshaies, MD\*; Alain Vanasse, MD, PhD\*<sup>†</sup>; René Beaudoin, MD\*

## RÉSUMÉ

**Objectif:** L'objectif de cette étude rétrospective était d'identifier les facteurs associés aux décomptes quotidiens de départs avant prise en charge médicale (DAPCM) dans les deux salles d'urgence du Centre hospitalier universitaire de Sherbrooke, Fleurimont (HF) et Hôtel-Dieu (HD).

**Méthode:** Des données cliniques et démographiques anonymisées, ainsi que des données hospitalières, ont été extraites de la banque de données du Centre Informatisé de Recherche Évaluative en Services et Soins de Santé pour la période du 1<sup>er</sup> avril 2011 au 30 juin 2012. Les variables étant corrélées au nombre de DAPCM par jour par site lors des analyses univariées ont été retenues pour l'analyse de régression linéaire multivariée.

**Résultats:** Les analyses de régression multivariées démontrent que le nombre de DAPCM par jour diminue pour les deux sites lorsque la durée moyenne de séjour des patients non hospitalisés à l'urgence diminue (HF:  $b = 1,17$ ,  $p < 0,001$ ; HD:  $b = 1,41$ ,  $p < 0,001$ ) et lorsqu'un médecin dédié aux patients ambulatoires est présent (HF:  $b = -4,35$ ,  $p < 0,001$ ; HD:  $b = -5,48$ ,  $p < 0,001$ ). De plus, des facteurs reliés à l'achalandage des salles d'urgence et la raison primaire de consultation ont également eu un effet sur le nombre de DAPCM par jour.

**Conclusion:** Des efforts devraient être faits afin de diminuer la durée moyenne de séjour des patients non hospitalisés à l'urgence et d'assurer la présence d'un médecin dédié aux patients ambulatoires pour diminuer le nombre de DAPCM.

**Keywords:** départs avant prise en charge, prédictors, salle d'urgence, étude observationnelle, contexte réel, revue de dossier clinique informatisé, régression linéaire multivariée

## INTRODUCTION

De façon générale, la satisfaction des usagers des urgences est mise à l'épreuve par l'engorgement du système.<sup>1</sup> Pour plusieurs raisons, certains patients optent pour un départ avant prise en charge médicale (DAPCM). Le taux de DAPCM a été retenu comme le 5<sup>e</sup> facteur en importance pour évaluer la qualité des soins aux patients dans les urgences au Canada.<sup>2</sup> Ces patients faisant un DAPCM ont un risque moindre ou égal aux autres patients de mal évoluer, d'avoir besoin de soins médicaux ultérieurement ou d'avoir des symptômes prolongés.<sup>1,3-19</sup> Certains DAPCM peuvent avoir des codes de triage urgents.<sup>14,20</sup> Les facteurs les plus souvent associés au DAPCM sont: l'achalandage de l'urgence,<sup>5,6,21-24</sup> le temps d'attente jugé trop long,<sup>4,5,9,10,17,20,25-29</sup> l'attribution d'un code de triage moins urgent,<sup>5,6,17,20,27,30-33</sup> les caractéristiques intrinsèques du médecin de garde,<sup>21,23</sup> un jeune âge,<sup>5-7,9,10,29</sup> être un patient ambulatoire,<sup>7,10,20,32</sup> une résolution des symptômes...<sup>14,18,20</sup>

Il existe peu d'études qui se penchent sur les DAPCM dans un contexte canadien<sup>13,26,34-38</sup> et aucune étude, à notre connaissance, dans le contexte québécois pour une population générale.<sup>13,37,38</sup> Il serait pertinent d'analyser les facteurs qui contribuent à ce phénomène localement afin de pouvoir assurer un meilleur service à la population. L'objectif de cette étude était d'identifier des facteurs hospitaliers influençant le décompte quotidien de DAPCM dans les salles d'urgence de notre établissement en 2011–2012.

Du \*Département de médecine de famille et de médecine d'urgence de l'Université de Sherbrooke, Sherbrooke, QC; †Centre de recherche de l'université de Sherbrooke, Sherbrooke, QC; et ‡Université de Sherbrooke, Sherbrooke, QC.

**Correspondance:** Dr. Nicolas Elazhary, Service universitaire de médecine d'urgence, Département de médecine de famille & de médecine d'urgence, Université de Sherbrooke 3001, 12e avenue Nord, Z7-3026, Sherbrooke, QC J1H 5N4; Email: nicolas.elazhary@USherbrooke.ca

## METHODE

### Contexte

Le Centre hospitalier universitaire de Sherbrooke (CHUS) est le quatrième centre hospitalier universitaire au Québec en importance et compte 715 lits d'hôpital. Cet établissement comprend deux salles d'urgence de niveau tertiaire (Hôpital Fleurimont [HF] et Hôpital Hôtel-Dieu [HD]) qui reçoivent environ 90 000 visites annuellement (45 600 HF et 44 400 HD). Le CHUS est le lieu de référence pour les soins tertiaires de la région de l'Estrie (Québec, Canada). Les populations desservies et les modes opératoires des deux salles d'urgence sont très distincts évoquant la nécessité de faire des analyses statistiques séparées. Entre autres, les spécialités disponibles diffèrent : à HF, les spécialités les plus sollicitées sont la pédiatrie, la cardiologie, la pneumologie, les sous-spécialités de la chirurgie et la traumatologie ; à HD, ce sont la gériatrie, la psychiatrie, la médecine familiale, la médecine interne, l'ophtalmologie et l'ORL.

Normalement, deux médecins couvrent les quarts de travail de 8h à 16h (jour) et de 16h à minuit (soir) dans chaque salle d'urgence. Un seul médecin par site couvre le quart de 0h à 8h (nuit). Les médecins ne sont pas attitrés à une section spécifique de l'urgence et voient, selon l'échelle de triage, des patients arrivés en ambulance, ambulants, sur civière ou sur pied. Selon la disponibilité des effectifs médicaux, un médecin peut s'ajouter afin de voir exclusivement des patients ambulants (de 10h à 16h).

### Collecte de données

Les données analysées ont été extraites de la banque de données cliniques du Centre Informatisé de Recherche Évaluative en Services et Soins de Santé (CIRESSS). Ce système permet l'extraction de décomptes quotidiens de données cliniques et démographiques anonymisées des dossiers médicaux des patients, et des données hospitalières. Une autorisation a été obtenue du Comité d'éthique de la recherche en santé chez l'humain du Centre de Recherche du CHUS et du directeur des services professionnels du CHUS.

En plus du nombre de DAPCM par jour (variable dépendante), nous avons extrait pour chaque jour de la période étudiée (1<sup>er</sup> avril 2011 au 30 juin 2012, 457 jours) le nombre de patients inscrits aux urgences

répondant à chacun des critères suivants (variables indépendantes) : catégorie d'âge ( $\leq 17$  ans, 18–64 ans, 65–74 ans,  $\geq 75$  ans) ; sexe (homme, femme) ; quart de travail d'arrivée (nuit, soir, jour) ; mode d'arrivée à l'urgence (ambulance, ambulatoire) ; code de triage (I à V selon l'échelle canadienne de triage et de gravité pour les départements d'urgence [ETG]) ; catégories majeures de diagnostic (trauma – excluant implication d'un véhicule ; problèmes cardiaques ; troubles digestifs ; troubles respiratoires ; autres) ; achalandage (patients ambulatoires hospitalisés à l'urgence, patients sur civières hospitalisés à l'urgence). Nous avons déterminé sur une base quotidienne le taux d'occupation moyen de l'urgence (%), ainsi que la durée moyenne de séjour pour les patients hospitalisés à l'urgence, les patients non hospitalisés à l'urgence et la durée moyenne de séjour globale (durée moyenne de séjour pour tous les patients sur civières). Les patients hospitalisés à l'urgence dans les variables précédentes sont ceux qui restent dans les lieux physiques de l'urgence et attendent un lit à l'étage, mais qui ne sont plus sous la responsabilité du médecin d'urgence. Pour chaque journée, nous avons noté la présence/absence d'un médecin dédié aux patients ambulatoires.

### Analyse statistique

L'analyse statistique a été faite avec l'aide d'une statisticienne du Centre de Recherche du CHUS et le logiciel SPSS version 20. Les analyses ont été effectuées séparément pour les deux sites et  $p < 0,05$  a été retenu comme seuil de significativité. Un test T a été utilisé pour comparer le nombre de DAPCM par jour et les durées moyennes de séjour entre les sites.

Nous avons identifié les facteurs influençant le nombre de DAPCM par jour par une approche univariée. L'effet de la présence d'un médecin dédié aux patients ambulatoires sur le nombre de DAPCM par jour a été établi par un test T. Les coefficients de corrélation de Pearson (Spearman, si la distribution des données était non-normale) ont été calculés pour identifier les variables indépendantes, exprimées en nombre de patients par jour, qui étaient corrélées au nombre de DAPCM par jour ; ces variables ont été retenues pour l'analyse multivariée par régression linéaire. Les variables ayant des coefficients de corrélation  $> 0,4$  entre elles ont été exclues pour réduire les risques de colinéarités. La régression linéaire multivariée du nombre de DAPCM par jour a été effectuée

**Tableau 1. Caractéristiques de tous les patients inscrits aux urgences et des patients quittant avant prise en charge médicale (DAPCM) au CHUS dans la période d'étude.**

Caractéristiques	Patients inscrits au site Fleurimont		Patients inscrits au site Hôtel-Dieu	
	Total	DAPCM (%)*	Total	DAPCM (%)*
<b>Tous les patients</b>	58 040	5 461 (9,4)	53 277	8 133 (15,3)
<b>Catégorie d'âge</b>				
≤ 17 ans	17 526	1 904 (10,9)	4 376	1 037 (23,7)
18-64 ans	29 019	3 062 (10,6)	34 572	5 931 (17,2)
65-74 ans	5 398	299 (5,5)	5 851	690 (11,8)
≥ 75 ans	6 097	196 (3,2)	8 478	475 (5,6)
<b>Sexe</b>				
Femme	29 405	2 810 (9,6)	26 917	3 941 (14,6)
Homme	28 634	2 651 (9,3)	26 360	4 192 (15,9)
<b>Priorité de triage</b>				
Code I	375	0 (0,0)	108	3 (2,8)
Code II	4 511	15 (0,3)	2 292	9 (0,4)
Code III	23 924	634 (2,7)	16 415	378 (2,3)
Code IV	22 245	2 735 (12,3)	27 723	5 417 (19,5)
Code V	6 667	1 834 (27,5)	6 631	2 265 (34,2)
<b>Quart de travail de l'inscription</b>				
Jour	27 984	2 191(7,8)	27 755	3 823 (13,8)
Soir	21 137	2 557(12,1)	17 296	3 228 (18,7)
Nuit	8 919	713(8,0)	8 226	1 082 (13,2)
<b>Mode d'arrivée aux urgences</b>				
Ambulance	12 765	140(1,1)	12 344	426 (3,5)
Ambulant	45 181	5 317(11,8)	40 599	7 686 (18,9)

Abréviations : Codes I à V, selon l'échelle canadienne de triage et de gravité pour les départements d'urgence; DAPCM, Départ avant prise en charge médicale.  
L'absence de certaines données dans les dossiers fait en sorte que la somme des effectifs des sous-catégories n'est pas toujours égale au nombre total de patients inclus dans l'étude.  
\*Pourcentage de DAPCM par rapport au nombre de patients dans chaque sous-catégorie.

avec un modèle statistique pas à pas. Vu la méthode d'analyse statistique utilisée (comparaison du nombre de DAPCM par jour avec le nombre de patients par jour pour qui la variable était présente), le cas était «exclu» de l'analyse lorsqu'une donnée était manquante.

## RÉSULTATS

Pendant la période étudiée (457 jours), 111 317 patients se sont inscrits aux salles d'urgence du CHUS (HF : 58 040; HD : 53 277). Parmi ceux-ci, 12% ont fait un DAPCM (HF : moyenne = 12,0 DAPCM/jour vs. HD : 17,8 DAPCM/jour ;  $p < 0,001$ ). Un médecin dédié aux patients ambulatoires était présent pour 382/457 jours (83,6%) au site HF et pour 371/457 jours (81,2%) au site HD.

Une description des populations et le nombre de DAPCM par catégorie sont présentés au Tableau 1. Les durées moyennes de séjour globales et pour les patients hospitalisés à l'urgence et non-hospitalisés à l'urgence sont plus élevées à l'HD qu'à l'HF (15,0h vs. 11,7h,

$p < 0,001$ ; 23,8h vs. 14,9h,  $p < 0,001$ ; 7,5h vs. 7,3h,  $p < 0,001$ , respectivement).

Les coefficients de corrélations décrivant la relation entre le nombre de DAPCM par jour et les variables indépendantes continues (décomptes quotidiens, taux d'occupation moyen) sont présentés dans le Tableau 2. Un test T a démontré que le nombre de DAPCM par jour était moins élevé pour les jours où un médecin dédié aux patients ambulatoires était présent que pour les jours où il était absent, et ce, pour HF (moyenne = 11,5 DAPCM/jour vs. moyenne = 14,4 DAPCM/jour ;  $t[455] = -3,506$ ,  $p < 0,001$ ) et HD (moyenne = 17,0 DAPCM/jour vs. moyenne = 21,5 DAPCM/jour ;  $t[455] = -4,919$ ,  $p < 0,001$ ). Les variables corrélées avec la variable dépendante ont été retenues pour les analyses multivariées, sauf celles qui étaient trop fortement corrélées avec d'autres variables retenues ( $r > 0,4$ ). Les variables exclues sont identifiées dans le Tableau 2.

Une augmentation de l'achalandage des patients sur civière hospitalisés à l'urgence (en attente de lit à l'étage, n'étant plus sous les soins du médecin

**Tableau 2. Analyse univariée des corrélations entre le nombre de patients quittant avant prise en charge médicale par jour et les variables indépendantes (corrélations significatives en caractère gras).**

Variables	Site Fleurimont		Site Hôtel-Dieu	
	r	P	r	P
<b>Mode d'arrivée à l'urgence (patients par jour)</b>				
Par ambulance	0,167	<b>&lt;0,001</b>	0,257	<b>&lt;0,001</b>
Ambulant † ‡	0,495	<b>&lt;0,001</b>	0,537	<b>&lt;0,001</b>
<b>Catégorie d'âge (patients par jour)</b>				
≤ 17 ans †	0,395	<b>&lt;0,001</b>	0,149	<b>0,001</b>
18-64 ans †	0,335	<b>&lt;0,001</b>	0,503	<b>&lt;0,001</b>
65-74 ans	0,189	<b>&lt;0,001</b>	0,224	<b>&lt;0,001</b>
≥ 75 ans ‡	0,063	0,181	0,268	<b>&lt;0,001</b>
<b>Quart de travail de l'inscription (patients par jour)</b>				
Jour	0,424	<b>&lt;0,001</b>	0,477	<b>&lt;0,001</b>
Soir	0,287	<b>&lt;0,001</b>	0,365	<b>&lt;0,001</b>
Nuit	0,249	<b>&lt;0,001</b>	0,104	<b>0,027</b>
<b>Priorité de triage (patients par jour)</b>				
Code I *	0,036	0,438	0,066	0,158
Code II	0,143	<b>0,002</b>	0,069	0,139
Code III †	0,468	<b>&lt;0,001</b>	0,307	<b>&lt;0,001</b>
Code IV	0,200	<b>&lt;0,001</b>	0,375	<b>&lt;0,001</b>
Code V	0,060	0,204	0,191	<b>&lt;0,001</b>
<b>Raison de consultation (patients par jour)</b>				
Trauma	-0,059	0,209	-0,154	<b>0,001</b>
Problèmes cardiaques *	0,131	<b>0,005</b>	0,204	<b>&lt;0,001</b>
Troubles digestifs	-0,011	0,822	0,058	0,214
Troubles respiratoires	0,105	<b>0,024</b>	0,059	0,205
Autres	-0,046	0,325	-0,094	<b>0,045</b>
<b>Taux d'occupation moyen (%) † ‡</b>	0,223	<b>&lt;0,001</b>	0,299	<b>&lt;0,001</b>
<b>Achalandage (patients par jour)</b>				
Patients ambulants hospitalisés à l'urgence *	0,012	0,793	-0,035	0,454
Patients sur civières hospitalisés à l'urgence	0,185	<b>&lt;0,001</b>	0,264	<b>&lt;0,001</b>
<b>Durée moyenne de séjour (heures)</b>				
Globale des patients sur civières	0,038	0,413	0,050	0,290
Pour patients hospitalisés à l'urgence	-0,056	0,234	-0,008	0,868
Pour patients non hospitalisés à l'urgence	0,298	<b>&lt;0,001</b>	0,382	<b>&lt;0,001</b>

Abréviations : r, coefficient de corrélation de Pearson ou de Spearman

\*Variables non distribuées normalement

†Variables qui ont été exclues de l'analyse multivariée du site Fleurimont pour éviter la colinéarité.

‡Variables qui ont été exclues de l'analyse multivariée du site Hôtel-Dieu pour éviter la colinéarité.

Corrélation de Pearson (ou de Spearman si la distribution des données était non normale) a été utilisée pour évaluer l'association entre le nombre de patients non vus par jour et les variables indépendantes.

Nous n'avions aucune donnée manquante pour toutes les variables étudiées sauf pour la priorité de triage (taux de 0,70% pour HF et de 0,27% pour HD), et les raisons de consultation (donnée manquante pour 2 cas sur les 58 040 patients à HF; aucune donnée manquante à HD).

d'urgence), semble corrélérer avec une augmentation de la durée moyenne de séjour des patients non-hospitalisés sur civière (Tableau 2, corrélation univariée,  $r = 0,190$ ,  $p < 0,001$ ).

Pour l'HF, l'analyse multivariée a révélé qu'une augmentation du nombre de patients inscrits par jour dans les trois quarts de travail et une augmentation de la durée moyenne de séjour pour les patients non hospitalisés à l'urgence étaient associées à une augmentation

du nombre de DAPCM par jour. À l'inverse, la présence d'un médecin dédié aux patients ambulatoires contribuait à diminuer le nombre de DAPCM par jour. Le nombre de DAPCM par jour diminuait également lorsque le nombre de patients avec un code de triage de IV augmentait et lorsque le nombre de patients sur civières hospitalisés à l'urgence augmentait. Ce modèle expliquait 41,4% de la variation observée dans la variable dépendante (Tableau 3).

**Tableau 3. Analyse multivariée des facteurs influençant le nombre de patients quittant avant prise en charge par un médecin par jour au CHUS, selon les modèles de régression linéaire multiple.**

	Coefficients non standardisés (Intervalle de confiance 95%)	p
<b>Modèle pour le site Fleurimont</b>		
Statistiques du modèle : R = 0,644 ; R <sup>2</sup> = 0,414 ; erreur standard de l'estimation = 5,225		
<b>Quart de travail de l'inscription</b>		
Jour (patients par jour)	0,34 (0,279 ; 0,406)	<0,001
Soir (patients par jour)	0,33 (0,257 ; 0,407)	<0,001
Nuit (patients par jour)	0,38 (0,274 ; 0,490)	<0,001
<b>Priorité de triage</b>		
Code IV (patients par jour)	-0,08 (-0,154 ; -0,006)	0,034
<b>Présence d'un médecin dédié aux patients ambulants</b>		
	-4,35 (-5,678 ; -3,012)	<0,001
<b>Achalandage</b>		
Patients sur civières hospitalisés à l'urgence (patients par jour)	-0,15 (-0,264 ; -0,037)	0,009
<b>Durée moyenne de séjour (heures)</b>		
Pour patients non hospitalisés à l'urgence	1,17 (0,693 ; 1,642)	<0,001
<i>Variables testées mais non significatives : Mode d'arrivée à l'urgence - par ambulance ; Catégorie d'âge - 65-74 ans ; Priorité de triage - code II ; Raison de consultation - problèmes cardiaques.</i>		
<b>Modèle pour le site Hôtel-Dieu</b>		
Statistiques du modèle : R = 0,724 ; R <sup>2</sup> = 0,525 ; erreur standard de l'estimation = 5,468		
<b>Catégorie d'âge</b>		
≤ 17 ans (patients par jour)	0,45 (0,308 ; 0,599)	<0,001
18-64 ans (patients par jour)	0,37 (0,303 ; 0,426)	<0,001
65-74 ans (patients par jour)	0,32 (0,180 ; 0,459)	<0,001
<b>Priorité de triage</b>		
Code IV (patients par jour)	0,1 (0,037 ; 0,169)	0,002
<b>Raison de consultation</b>		
Trauma (patients par jour)	-0,32 (-0,413 ; -0,222)	<0,001
<b>Présence d'un médecin dédié aux patients ambulants</b>		
	-5,48 (-6,825 ; -4,124)	<0,001
<b>Durée moyenne de séjour (heures)</b>		
Pour patients non hospitalisés à l'urgence	1,41 (0,967 ; 1,852)	<0,001
<i>Variables testées mais non significatives : Mode d'arrivée à l'urgence - par ambulance ; Tous les quarts de travail d'inscription ; Priorité de triage - codes III et V ; Raison de consultation - problèmes cardiaques ; Achalandage - patients sur civières hospitalisés à l'urgence.</i>		

Pour l'HD, l'analyse multivariée a révélé qu'une augmentation du nombre de patients dans les catégories d'âge ≤17 ans, 18-64 ans et 65-74 ans inscrits, une augmentation du nombre de patients avec un code de triage IV et une augmentation de la durée moyenne de séjour pour les patients non hospitalisés à l'urgence étaient associées à une augmentation du nombre de DAPCM par jour. À l'inverse, la présence d'un médecin dédié aux patients ambulatoires contribuait à diminuer le nombre de DAPCM, ainsi qu'une augmentation du nombre de patients consultant pour un trauma. Ce modèle expliquait 52,5% de la variation observée dans la variable dépendante (Tableau 3).

## DISCUSSION

Nos données suggèrent que les urgences du CHUS sont représentatives de la situation au Québec, car

notre taux de DAPCM est similaire à ceux des autres urgences du Québec et du Canada qui varient entre 5 et 30%.<sup>13,35-38</sup> La littérature internationale suggère plutôt des taux entre 0,06% et 20%.<sup>5,7,9,10,16,17,20,24,28,29,32,33,39,40</sup> Aussi, la durée moyenne de séjour dans les urgences au Québec est comparable à celle de notre étude soit de 8h16 min globalement et 16h43 pour les patients sur civières.<sup>41</sup>

Cette étude rétrospective a permis de dresser un portrait des facteurs démographiques, cliniques et hospitaliers ayant un impact sur le nombre de DAPCM, pour les deux salles d'urgence du CHUS. Les analyses de régression démontrent que le nombre de DAPCM par jour diminue pour les deux sites lorsque la durée moyenne de séjour des patients non hospitalisés à l'urgence diminue et lorsqu'un médecin dédié aux patients ambulatoires est présent. Des facteurs reliés à

l'achalandage des salles d'urgence et la raison primaire de consultation ont également un effet sur le nombre de DAPCM par jour.

La population généralement desservie par le site HD engendre des consultations à caractère plus complexe et/ou plus long : population plus âgée, toxicomanie, consultations en psychiatrie, etc. En effet, les durées moyennes de séjour sont plus longues et le nombre moyen de DAPCM par jour est plus élevé au site HD qu'au site HF ( $p < 0,001$  dans les deux cas). La durée moyenne de séjour des patients peut influencer le nombre de DAPCM<sup>42</sup> et nos régressions linéaires multiples indiquent que la durée moyenne de séjour des patients non hospitalisés à l'urgence dans notre établissement est un déterminant important du nombre de DAPCM par jour puisqu'une augmentation d'une heure de la durée moyenne de séjour se traduit en une augmentation d'environ un patient DAPCM par jour pour les deux sites (Tableau 3).

Les patients ayant un code de triage plus élevé attendent généralement plus longtemps avant d'être vus par un médecin et sont à risque de décider de quitter sans avoir été vus par le médecin.<sup>5-7,27,30,43</sup> Parmi les patients avec un code de triage de V, 27,5% (HF) et 34,2% (HD) ont fait un DAPCM. Par contre, la majorité (60%) des cas de DAPCM dans notre étude sont des patients ayant un code de triage de IV. D'ailleurs, dans notre analyse de régression linéaire multiple, le nombre de patients par jour ayant un code de triage de IV est prédictif du nombre de patients DAPCM par jour (Tableau 3), notamment sur le site HD où une augmentation de dix patients attribués un code de IV est associée à un DAPCM de plus par jour.

Plusieurs variables identifiées comme étant associées au nombre de DAPCM dans l'analyse de régression linéaire multiple sont des dérivés de la charge de travail du médecin d'urgence. Par exemple, plus le nombre de patients par jour enregistrés pendant les trois quarts de travail est élevé aux urgences HF, plus le nombre de DAPCM par jour tend à être élevé (Tableau 3). C'est également le cas lorsque le nombre de patients enregistrés aux urgences HD par jour dans trois catégories d'âge ( $\leq 17$  ans, 18–64 ans et 65–74 ans) augmente. Une mesure plus directe de l'achalandage d'une salle d'urgence est le taux d'occupation moyen, mais nous avons exclu cette variable, trop fortement corrélée aux autres variables explicatives.

Lors de périodes d'achalandage élevé à l'urgence, il est intuitif de penser que le temps d'attente augmente.

Nous observons que la durée moyenne de séjour des patients non hospitalisés à l'urgence est fortement corrélée avec le taux d'occupation moyen des salles d'urgence (HF :  $r = 0,56$ ,  $p < 0,001$ ; HD :  $r = 0,44$ ,  $p < 0,001$ ). Le taux d'occupation est un facteur reconnu augmentant le taux de DAPCM.<sup>10,24</sup> Le temps est responsable du DAPCM dans 35,6% à 63,8% des cas.<sup>4,5,25-27</sup> Notre analyse multivariée soutient cette relation, car pour chaque augmentation d'une heure dans la durée moyenne de séjour des patients non hospitalisés à l'urgence, nous observons une augmentation moyenne de 1,17 (HF) et 1,14 (HD) patients par jour faisant un DAPCM. Une hospitalisation et prise en charge à l'étage 24h sur 24 pourraient permettre de diminuer le taux d'occupation et la durée moyenne de séjour.<sup>44</sup> En effet, dans notre système actuel, les patients ne sont hospitalisés qu'après la consultation avec un médecin hospitalier ceci le plus souvent, dans les heures ouvrables. Un patient hospitalisé plus vite diminue automatiquement sa durée de séjour à l'urgence comme patient «non-hospitalisé» indépendamment de la place à l'étage. La relation inverse entre le nombre de patients hospitalisés sur les civières de l'urgence HF (en attente de lit à l'étage) et le nombre de DAPCM semble abonder dans le même sens. En effet, ce nombre baisse soit parce qu'il y a moins de patients hospitalisés (ils ont du transiter par les soins des médecins d'urgence) soit parce que ceux-ci sont montés à l'étage et n'occupent plus les ressources de l'urgence. Ceci permet probablement une attribution des ressources de l'urgence (médecin inclus) à des patients qui auraient pu faire un DAPCM. De plus, une augmentation de l'achalandage des patients sur civière hospitalisés à l'urgence (en attente de lit à l'étage; n'étant plus sous les soins du médecin d'urgence), semble corrélée avec une augmentation de la durée moyenne de séjour des patients non-hospitalisés sur civière.

Un des moyens utilisés par notre centre hospitalier pour réduire les temps d'attente est l'ajout d'un médecin dédié exclusivement aux patients ambulatoires. Notre analyse multivariée démontre que lorsqu'un tel médecin est présent, le nombre de DAPCM par jour diminue de 4,35 (HF) et 5,48 (HD) patients ce qui correspond à une réduction du nombre de DAPCM par jour d'environ 25 à 30%. Des effets similaires, mais d'ampleur variable, ont été rapportés.<sup>21,34</sup>

Les analyses de régression multiples ont également révélé des associations plus difficiles à interpréter. Par exemple, pour le site HF, plus le nombre de patients

avec un code de triage de IV augmente, moins on observe de DAPCM par jour (Tableau 3), bien que la corrélation simple entre ces deux variables soit positive ( $r = 0,20$ ,  $p < 0,001$ ). Cette relation est positive dans l'analyse multivariée correspondant au site HD. Pour les deux modèles, cette variable est celle qui exerce la moins grande influence sur la variable dépendante. Il est probable, mais notre étude n'est pas conçue pour le prouver, qu'un grand nombre de code IV reflète un moins grand travail ou investissement de temps pour le médecin le libérant plus rapidement pour voir d'autres patients qui auraient pu décider de faire un DAPCM.

La relation négative entre le nombre de patients par jour consultant au site HD dans un contexte de trauma (autre que des traumatismes impliquant des véhicules) et le nombre de DAPCM par jour est également difficilement interprétable (Tableau 3). Il est probable que les cas de traumatismes à HD soient plus mineurs et demandent moins de temps au médecin, le libérant pour voir d'autres patients plus rapidement, car l'HF est le centre de traumatologie de notre région. Cette étude ne permet pas de le vérifier.

Notre étude comporte certaines limites inhérentes à son caractère rétrospectif. Seules les variables enregistrées dans le système CIRESSS ont été considérées. Les données de cette banque sont anonymisées et nous nous sommes basés sur des décomptes quotidiens des différents facteurs, ce qui rend impossible l'étude de l'impact des caractéristiques individuelles des patients sur la décision de faire une DAPCM. Par ailleurs, notre groupe d'âge étudié de 18–64 ans est large et limite les conclusions que nous pouvons en tirer. Aussi, la codification de la raison de consultation principale aux archives en fonction du diagnostic du patient écrit par le médecin est une source d'erreur potentielle. Nos résultats sont le reflet des caractéristiques propres à notre centre hospitalier universitaire, urbain, dans un pays où l'accès aux services de santé est universel. De plus, nous n'avons pas obtenu les données démographiques des patients comme leur statut socio-économique ou s'ils avaient un médecin de famille. Cependant, selon nos statistiques internes, environ 30% des patients qui consultent à l'urgence n'ont pas de médecin de famille. Selon l'agence de la santé et des services sociaux de l'Estrie, notre région administrative contient 315 000 habitants, dont 19304 patients (environ 6%) sont sur une liste d'attente pour trouver un médecin de famille et 86 000 patients, au total, n'en ont pas (27%).

## CONCLUSION

Le nombre élevé de DAPCM dans les salles d'urgence est une problématique préoccupante et multifactorielle à laquelle font face les centres hospitaliers nord-américains. Il est peu probable qu'une solution unique soit identifiable pour réduire ce nombre, car notre étude démontre que, même au sein d'une même ville, deux salles d'urgence peuvent être influencées par des facteurs différents. Toutefois, notre étude soutient qu'une diminution de la durée de séjour des patients non hospitalisés à l'urgence et la présence d'un médecin dédié aux patients ambulatoires sont deux facteurs fortement associés à une diminution du nombre de DAPCM par jour.

**Remerciements:** Merci tout spécialement à Jennifer Chambers, Nathalie Carrier et Tania Fayad pour leur aide indispensable.

**Conflict of Interest:** Les auteurs déclarent ne pas avoir de conflit d'intérêt pertinent lors de la rédaction de cet article.

## SUPPLEMENTARY MATERIAL

To view supplementary material for this article, please visit <http://dx.doi.org/10.1017/cem.2015.101>.

## RÉFÉRENCES

- Cheng I, Lee J, Mittmann N, et al. Implementing wait-time reductions under ontario government benchmarks (pay-for-results): A cluster randomized trial of the effect of a physician-nurse supplementary triage assistance team (MDRNSTAT) on emergency department patient wait times. *BMC Emerg Med* 2013;13:17, doi: [10.1186/1471-227X-13-17](https://doi.org/10.1186/1471-227X-13-17).
- Schull M, Hatcher CM, Guttman A, et al. *Development of a consensus on evidence-based quality of care indicators for canadian emergency departments. ICES Investigative Report*. Toronto: Institute for Clinical Evaluative Sciences; 2010.
- Bindman AB, Grumbach K, Keane D, et al. Consequences of queuing for care at a public hospital emergency department. *JAMA* 1991;266(8):1091-6.
- Rowe BH, Channan P, Bullard M, et al. Characteristics of patients who leave emergency departments without being seen. *Acad Emerg Med* 2006;13(8):848-52.
- Kennedy M, MacBean CE, Brand C, et al. Review article: Leaving the emergency department without being seen. *Emerg Med Australas* 2008;20(4):306-13, doi: [10.1111/j.1742-6723.2008.01103.x](https://doi.org/10.1111/j.1742-6723.2008.01103.x).
- Tropea J, Sundararajan V, Gorelik A, et al. Patients who leave without being seen in emergency departments: An analysis of predictive factors and outcomes. *Acad Emerg Med* 2012;19(4):439-47, doi: [10.1111/j.1553-2712.2012.01327.x](https://doi.org/10.1111/j.1553-2712.2012.01327.x).

7. Crilly J, Bost N, Thalib L, et al. Patients who present to the emergency department and leave without being seen: Prevalence, predictors and outcomes. *Eur J Emerg Med* 2013;20(4):248-55, doi: [10.1097/MEJ.0b013e328356fa0e](https://doi.org/10.1097/MEJ.0b013e328356fa0e).
8. Schull M, Vermeulan M, Guttman A, et al. Better performance on length-of-stay benchmarks associated with reduced risk following emergency department discharge: an observational cohort study. *CJEM* 2015;17(3):253-62.
9. Carron PN, Yersin B, Trueb L, et al. Missed opportunities: Evolution of patients leaving without being seen or against medical advice during a six-year period in a Swiss tertiary hospital emergency department. *Biomed Res Int* 2014;2014:690368, doi: [10.1155/2014/690368](https://doi.org/10.1155/2014/690368).
10. Lovett PB, Kahn JA, Greene SE, et al. Early quick acuity score provides more complete data on emergency department walkouts. *PLoS One* 2014;9(1):e85776, doi: [10.1371/journal.pone.0085776](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0085776).
11. Kurowski EM, Byczkowski T, Timm N. Return visit characteristics among patients who leave without being seen from a pediatric ED. *Am J Emerg Med* 2012;30(7):1019-24, doi: [10.1016/j.ajem.2011.06.017](https://doi.org/10.1016/j.ajem.2011.06.017).
12. Tothy AS, Staley S, Dean EK, et al. Pediatric left-without-being-seen patients: What happens to them after they leave the pediatric emergency department? *Pediatr Emerg Care* 2013;29(11):1194-6, doi: [10.1097/PEC.0b013e3182a9f7ab](https://doi.org/10.1097/PEC.0b013e3182a9f7ab).
13. Gravel J, Gouin S, Carriere B, et al. Unfavourable outcome for children leaving the emergency department without being seen by a physician. *CJEM* 2013;15(5):289-99.
14. Goldman RD, Macpherson A, Schuh S, et al. Patients who leave the pediatric emergency department without being seen: A case-control study. *CMAJ* 2005;172(1):39-43.
15. Gabayan GZ, Asch SM, Hsia RY, et al. Factors associated with short-term bounce-back admissions after emergency department discharge. *Ann Emerg Med* 2013;62(2):136-144. e1, doi: [10.1016/j.annemergmed.2013.01.017](https://doi.org/10.1016/j.annemergmed.2013.01.017).
16. Crilly J, Bost N, Gleeson H, et al. Patients who presented to an Australian emergency department and did not wait or left against medical advice: A prospective cohort follow-up study. *Adv Emerg Nurs J* 2012;34(4):357-68, doi: [10.1097/TME.0b013e3182705efb](https://doi.org/10.1097/TME.0b013e3182705efb).
17. Ng Y, Lewena S. Leaving the paediatric emergency department without being seen: Understanding the patient and the risks. *J Paediatr Child Health* 2012;48(1):10-5, doi: [10.1111/j.1440-1754.2011.02187.x](https://doi.org/10.1111/j.1440-1754.2011.02187.x).
18. Jerrard DA, Chasm RM. Patients leaving against medical advice (AMA) from the emergency department—disease prevalence and willingness to return. *J Emerg Med* 2011;41(4):412-7, doi: [10.1016/j.jemermed.2009.10.022](https://doi.org/10.1016/j.jemermed.2009.10.022).
19. Carter EJ, Pouch SM, Larson EL. The relationship between emergency department crowding and patient outcomes: A systematic review. *J Nurs Scholarsh* 2014;46(2):106-15, doi: [10.1111/jnu.12055](https://doi.org/10.1111/jnu.12055).
20. Linden MCvd, Lindeboom R, Linden Nvd, et al. Walkouts from the emergency department: Characteristics, reasons and medical care needs. *Eur J Emerg Med* 2014;21(5):354-9, doi: [10.1097/MEJ.0000000000000086](https://doi.org/10.1097/MEJ.0000000000000086).
21. Hobbs D, Kunzman SC, Tandberg D, et al. Hospital factors associated with emergency center patients leaving without being seen. *Am J Emerg Med* 2000;18(7):767-72.
22. Derlet R, Richards J, Kravitz R. Frequent overcrowding in U.S. emergency departments. *Acad Emerg Med* 2001;8(2):151-5.
23. Polevoi SK, Quinn JV, Kramer NR. Factors associated with patients who leave without being seen. *Acad Emerg Med* 2005;12(3):232-6.
24. Kulstad EB, Hart KM, Waghchoure S. Occupancy rates and emergency department work index scores correlate with leaving without being seen. *West J Emerg Med* 2010;11(4):324-8.
25. Baker DW, Stevens CD, Brook RH. Patients who leave a public hospital emergency department without being seen by a physician. Causes and consequences. *JAMA* 1991;266(8):1085-90.
26. Monzon J, Friedman SM, Clarke C, et al. Patients who leave the emergency department without being seen by a physician: A control-matched study. *CJEM* 2005;7(2):107-13.
27. Mohsin M, Forero R, Ieraci S, et al. A population follow-up study of patients who left an emergency department without being seen by a medical officer. *Emerg Med J* 2007;24(3):175-9.
28. Stang AS, McCusker J, Ciampi A, et al. Emergency department conditions associated with the number of patients who leave a pediatric emergency department before physician assessment. *Pediatr Emerg Care* 2013;29(10):1082-90, doi: [10.1097/PEC.0b013e3182a5cbc2](https://doi.org/10.1097/PEC.0b013e3182a5cbc2).
29. Wilson BJ, Zimmerman D, Applebaum KG, et al. Patients who leave before being seen in an urgent care setting. *Eur J Emerg Med* 2013;20(6):420-4, doi: [10.1097/MEJ.0b013e328359167e](https://doi.org/10.1097/MEJ.0b013e328359167e).
30. Pham JC, Ho GK, Hill PM, et al. National study of patient, visit, and hospital characteristics associated with leaving an emergency department without being seen: Predicting LWBS. *Acad Emerg Med* 2009;16(10):949-55, doi: [10.1111/j.1553-2712.2009.00515.x](https://doi.org/10.1111/j.1553-2712.2009.00515.x).
31. Groscurin O, Cramer B, Schaller M, et al. Patients leaving the emergency department without being seen by a physician: A retrospective database analysis. *Swiss Med Wkly* 2013;143:w13889, doi: [10.4414/smw.2013.13889](https://doi.org/10.4414/smw.2013.13889).
32. Fayyaz J, Khursheed M, Mir MU, et al. Missing the boat: Odds for the patients who leave ED without being seen. *BMC Emerg Med* 2013;13:1, doi: [10.1186/1471-227X-13-1](https://doi.org/10.1186/1471-227X-13-1).
33. Bambi S, Scarlini D, Becattini G, et al. Characteristics of patients who leave the ED triage area without being seen by a doctor: A descriptive study in an urban level II Italian university hospital. *J Emerg Nurs* 2011;37(4):334-40, doi: [10.1016/j.jen.2010.05.004](https://doi.org/10.1016/j.jen.2010.05.004).
34. Fernandes CM, Price A, Christenson JM. Does reduced length of stay decrease the number of emergency department patients who leave without seeing a physician? *J Emerg Med* 1997;15(3):397-9.
35. Vanier L. Communication orale. Entrevue téléphonique avec le Dr Laurent Vanier, médecin-conseil à la Direction nationale des urgences, 2 septembre 2014, Sherbrooke.
36. TVA nouvelles. Reportage diffusé le 11 août 2014. Quitter l'urgence sans voir le médecin. Available at: <http://fr.canoe.ca/infos/videos/quitter-lurgence-sans-voir-le-medecin-explications-17h/3725808393001> (accessed September 20, 2014).
37. Gaucher N, Bailey B, Gravel J. Who are the children leaving the emergency department without being seen by a physician? *Acad Emerg Med* 2011;18(2):152-7, doi: [10.1111/j.1553-2712.2010.00989.x](https://doi.org/10.1111/j.1553-2712.2010.00989.x).



38. Gaucher N, Bailey B, Gravel J. For children leaving the emergency department before being seen by a physician, counseling from nurses decreases return visits. *Int Emerg Nurs* 2011;19(4):173-7, doi: [10.1016/j.ienj.2011.03.002](https://doi.org/10.1016/j.ienj.2011.03.002).
39. Hsia RY, Asch SM, Weiss RE, et al. Hospital determinants of emergency department left without being seen rates. *Ann Emerg Med* 2011;58(1):24-32.e3, doi: [10.1016/j.annemergmed.2011.01.009](https://doi.org/10.1016/j.annemergmed.2011.01.009).
40. Ibanez G, Guerin L, Simon N. Which improvements could prevent the departure of the left-without-being-seen patients? *Emerg Med J* 2011;28(11):945-7, doi: [10.1136/emj.2009.086397](https://doi.org/10.1136/emj.2009.086397).
41. Registre des urgences. Banque de données en ligne. Available at: [http://www.cmisstats.mtl.rtss.qc.ca/tabloclip/index.php?resource\\_s=com.utilisation\\_services.urgence.patciv.urgence](http://www.cmisstats.mtl.rtss.qc.ca/tabloclip/index.php?resource_s=com.utilisation_services.urgence.patciv.urgence) (accessed September 20, 2014).
42. Kamali MF, Jain M, Jain AR, et al. Emergency department waiting room: Many requests, many insured and many primary care physician referrals. *Int J Emerg Med* 2013; 6(1):35, doi: [10.1186/1865-1380-6-35](https://doi.org/10.1186/1865-1380-6-35).
43. Sun BC, Binstadt ES, Pelletier A, et al. Characteristics and temporal trends of left before being seen visits in US emergency departments, 1995-2002. *J Emerg Med* 2007;32(2):211-5.
44. La Direction des communications du Ministère de la Santé et des Services Sociaux. Gouvernement du Québec; 2006. Guide de gestion de l'urgence. Available at: <http://publications.msss.gouv.qc.ca/acrobat/f/documentation/2006/06-905-01.pdf> (accessed September 20, 2014).