

Évaluation de l'impact clinique potentiel de l'amorce d'un processus de réalisation des bilans comparatifs des médicaments à la clinique préopératoire de l'Hôpital de l'Enfant-Jésus

Isabelle Gagnon^{1,2,3}, B.Pharm., M.Sc., Maude Blanchet⁴, B.Pharm., M.Sc., Marilyn Hudon⁴, B.Pharm., M.Sc., Julie Méthot^{5,6}, B.Pharm., Ph.D.

¹Candidate au programme de Maîtrise en pharmacothérapie avancée au moment de la rédaction, Faculté de pharmacie, Université Laval, Québec (Québec) Canada;

²Résidente en pharmacie au moment de la rédaction, Centre hospitalier universitaire de Québec - Université Laval, Hôpital de l'Enfant-Jésus, Québec (Québec) Canada;

³Pharmacienne, Centre hospitalier universitaire de Québec - Université Laval, Hôpital Saint-François d'Assise, Québec (Québec) Canada;

⁴Pharmacienne, Centre hospitalier universitaire de Québec - Université Laval, Hôpital de l'Enfant-Jésus, Québec (Québec) Canada;

⁵Pharmacienne et chercheuse associée, Institut universitaire de cardiologie et de pneumologie de Québec - Université Laval, Québec (Québec) Canada;

⁶Professeure agrégée, Faculté de pharmacie, Université Laval, Québec (Québec) Canada

Reçu le 19 août 2016; Accepté après révision par les pairs le 30 mai 2018

Résumé

Objectif : Évaluer l'impact clinique de la saisie électronique des médicaments pris à domicile par les patients en fonction du nombre de divergences non intentionnelles, intentionnelles et non documentées, intentionnelles et documentées ainsi que de leur potentiel de gravité.

Méthode : Le recrutement portait sur des patients rencontrés à la clinique préopératoire de l'Hôpital de l'Enfant-Jésus, qui devaient subir une chirurgie électorale accompagnée d'une hospitalisation. Le profil pharmacologique mis à jour de ceux ayant préalablement signé un consentement à cet effet a été obtenu de leur pharmacie communautaire dans les 24 heures ouvrables précédant la chirurgie, et la liste des médicaments prescrits et servis au patient a été saisie électroniquement, ce qui a permis l'amorce du processus des bilans comparatifs des médicaments. Le formulaire produit pouvait être utilisé par les chirurgiens ou les résidents en chirurgie aux fins de prescription de médicaments usuels du patient.

Résultats : Le formulaire a permis de diminuer la proportion de patients subissant au moins une divergence non intentionnelle (27 % contre 58 %, [$p < 0,001$]), qui avait un impact non significatif (25 % contre 45 %, [$p = 0,005$]), un impact significatif (3 % contre 20 %, [$p < 0,001$]), un impact sérieux (1 % contre 8 %, [$p = 0,001$]) et un impact vital (0 % contre 1 %, [$p = 0,36$]). La proportion de patients touchés par les divergences intentionnelles documentées était plus élevée dans le groupe ayant utilisé le formulaire (74 % contre 35 %, [$p < 0,001$]).

Conclusion : L'amorce du processus de bilan comparatif des médicaments a permis de diminuer le risque de divergences non intentionnelles, leur potentiel de gravité ainsi que d'améliorer la communication entre les intervenants.

Mots-clés : Assistants techniques en pharmacie, bilan comparatif des médicaments, clinique préopératoire, divergences non intentionnelles, informatisation

Introduction

Plus de 50 % des patients hospitalisés subissent au moins une divergence non intentionnelle (NI), soit un changement involontaire de leurs médicaments pris à domicile, par ajout, modification ou omission du prescripteur¹. Ces divergences NI peuvent avoir un impact significatif sur la santé et la sécurité des patients²⁻⁴. Elles entraînent également des coûts d'environ 2,6 milliards de dollars par année pour des hospitalisations évitables liées aux médicaments⁵. Le bilan comparatif des médicaments (BCM), qui est une pratique

organisationnelle requise par Agrément Canada depuis 2006, devrait être implanté dans tous les services des établissements du Canada d'ici les prochaines années afin de diminuer ces divergences NI³. Il s'agit d'un processus complexe qui vise à obtenir la liste complète et précise des médicaments que le patient prend à domicile, y compris les produits de santé naturels (PSN) et les médicaments en vente libre (MVL), ainsi que l'adhésion au traitement pour ensuite la comparer avec les prescriptions médicales rédigées dans l'établissement à une étape de transition des soins^{1,6,7}.

Pour toute correspondance : Isabelle Gagnon, Centre hospitalier universitaire de Québec - Université Laval, Hôpital Saint-François d'Assise, 10, rue de l'Espinay, Québec (Québec) G1L 3L5, CANADA; Téléphone : 418 525-4444, poste 54329; Télécopieur : 418 525-4175; Courriel : isabelle.gagnon@chudequebec.ca

À l'Hôpital de l'Enfant-Jésus (HEJ), le processus de BCM a été implanté dans tous les départements de l'hôpital. Toutefois sa réalisation ne concerne pas la totalité des patients. Par conséquent, l'amorce d'un processus permettant aux infirmiers, aux chirurgiens et aux résidents des unités de chirurgie de réaliser des BCM sans l'intervention du pharmacien demeure un enjeu important en raison de la complexité de la prise en charge de ces patients et du manque de pharmaciens. De plus, de nombreuses données démontrent qu'il est important d'avoir un processus adéquat en période périopératoire pour assurer une gestion sécuritaire des médicaments du patient⁸⁻¹³. En effet, les chirurgiens sont souvent amenés à prescrire des médicaments moins courants dans leur spécialité lorsque les patients sont hospitalisés, ce qui augmente le risque d'erreurs, que ce soit à l'admission du patient à l'hôpital ou à son départ¹⁴⁻¹⁶.

Actuellement, pour prescrire les médicaments aux patients hospitalisés qui subissent une chirurgie élective, les chirurgiens de l'HEJ utilisent soit les informations notées sur le formulaire de la clinique préopératoire, soit celles mentionnées dans le profil pharmacologique figurant au dossier au moment de la rencontre préopératoire, soit encore la liste de médicaments que le patient apporte le jour de la chirurgie. Puisque les informations utilisées ne sont pas toujours mises à jour et que la rencontre préopératoire peut parfois être réalisée plusieurs semaines voire plusieurs mois avant la chirurgie, la source d'information, en plus d'être variable, est souvent incomplète ou erronée. Cela peut entraîner des événements iatrogéniques médicamenteux avec un potentiel de gravité élevé pour le patient. Cette situation a donc engendré l'idée d'un modèle qui ferait appel à un assistant technique en pharmacie (ATP) pour réaliser la saisie électronique du profil pharmacologique au moment de l'admission des patients, permettant l'amorce du processus de BCM.

À ce jour, aucune étude connue n'a été réalisée pour démontrer l'impact de l'amorce d'un processus de BCM à l'aide d'une saisie électronique, réalisée par un ATP, des médicaments prescrits et servis au patient par sa pharmacie communautaire, lorsque ce dernier est admis à une unité de chirurgie au Québec. Ce projet-pilote visait donc à évaluer l'impact clinique de la saisie électronique des médicaments prescrits au patient avant son admission et après son évaluation à la clinique préopératoire de l'HEJ. Pour ce faire, les investigateurs ont procédé à la colligation des divergences NI, de leur potentiel de gravité, des divergences intentionnelles non documentées (IND) ainsi que des divergences intentionnelles documentées (ID). Les divergences ID et IND sont respectivement définies comme étant des modifications volontaires faites à la thérapie du patient, que le médecin documente clairement ou non au dossier. Le projet visait également à décrire la qualité de l'information disponible dans les formulaires de collecte de données préopératoire avant le début du processus et à déterminer la population qui risquait de subir des événements iatrogéniques justifiant la mise en place du processus de saisie électronique. Finalement, l'étude-pilote a permis d'obtenir une évaluation de la part des principaux utilisateurs du processus.

Méthodologie

Il s'agissait d'une étude descriptive de population transversale avec une collecte de données réalisée prospectivement.

La population étudiée se composait de patients évalués par la clinique préopératoire de l'HEJ, qui devaient subir une chirurgie élective nécessitant une hospitalisation. Les patients inclus dans l'étude devaient être âgés d'au moins 18 ans, prendre régulièrement dans les trois derniers mois au moins un médicament ou un médicament prescrit (avec une posologie régulière ou au besoin), dont la prescription était encore valable à la pharmacie communautaire ou encore, prendre un médicament prescrit dans le dernier mois avec une posologie au besoin, dont la prescription était échue. Les raisons de l'exclusion des patients concernaient l'indisponibilité du dossier préopératoire ou du consentement écrit autorisant la transmission du profil pharmacologique, les coordonnées introuvables de la pharmacie communautaire ou l'annulation ou le report de leur chirurgie.

Le choix des patients admissibles s'est déroulé selon un échantillonnage accidentel. Il a été effectué à l'aide de la liste des chirurgies électives prévues et mise à jour quotidiennement. Les chirurgies devaient se dérouler entre le 12 février et le 6 mars 2015. Une demande du profil pharmacologique des patients ayant préalablement signé un consentement a été télécopiée aux pharmacies communautaires concernées dans les 24 heures ouvrables précédant la chirurgie. Le profil des patients a servi à dresser la liste de leurs médicaments prescrits et servis et d'en faire une saisie électronique dans le logiciel GESPHARx8^{MD}, ce qui a permis l'amorce du processus de BCM. Comme il n'a pas été possible de libérer un ATP pour faire ce travail, la majeure partie de la saisie a été effectuée par la chercheuse principale. Afin de limiter le risque de biais d'information potentiels, elle a suivi les règles de l'HEJ établies pour les ATP affectés à l'amorce des processus de BCM. Aucun questionnaire n'a été prévu à l'intention du patient. Le schéma thérapeutique du patient ne s'appuyait donc que sur le profil pharmacologique mis à jour. Le formulaire n'a pas été validé avant son dépôt au dossier du patient avant la chirurgie, comme c'est le cas actuellement des formulaires de BCM saisis par les ATP quand les patients sont admis à l'HEJ (ces ATP sont soumis à une sélection rigoureuse et un contrôle de qualité a lieu périodiquement). Les chirurgiens et les résidents en chirurgie qui désiraient poursuivre le processus de BCM suite à leur entrevue avec le patient pouvaient utiliser le formulaire de represcription des médicaments après l'opération. Le projet a reçu l'approbation de la direction des services professionnels et du comité d'éthique à la recherche du Centre Hospitalier Universitaire (CHU) de Québec – Université Laval.

La collecte de données était réalisée dès l'admission du patient à l'unité de soins. Les variables liées au patient et à l'impact clinique du nouveau processus étaient collectées dans les dossiers patients (dossier papier ou dossier patient électronique disponible au moyen des logiciels Cristal-Net^{MD} et GESPHARx8^{MD}). Les types de divergences, le potentiel de gravité et les classes de médicaments impliquées dans les divergences NI ont été évalués conformément aux définitions utilisées précédemment dans les projets de recherche semblables réalisés au CHU de Québec – Université Laval¹⁷⁻¹⁹. Les divergences étaient déterminées par comparaison entre les prescriptions du chirurgien ou du résident en chirurgie et le formulaire BCM au moment de l'admission du patient. La chercheuse principale ainsi que deux pharmaciennes ont ensuite procédé à une révision par les pairs pour

classifier les divergences NI et leur potentiel de gravité. Le médicament qui n'avait aucun statut inscrit sur le formulaire de BCM était considéré comme une divergence IND s'il n'était pas jugé nécessaire pendant l'hospitalisation du patient ou comme une divergence NI s'il était jugé nécessaire (omission de le prescrire). De plus, un ajout était défini comme étant la prescription, à l'hôpital, d'un médicament qui n'était pas pris à domicile sans qu'un changement de contexte médical de l'usager ne l'explique. Dans cette étude, lorsque le chirurgien ou le résident en chirurgie prescrivait pour la même indication plusieurs médicaments de la même classe pharmacologique en rédigeant des ordonnances tant sur le formulaire de BCM que sur les feuilles d'ordonnances usuelles, les investigateurs considéraient que la prescription correspondait à une duplication thérapeutique et donc à un ajout. Finalement, un sondage électronique composé de cinq questions a été proposé aux pharmaciens et aux ATP afin d'obtenir leur évaluation du processus. Les questions du sondage électronique et les taux de réponse sont présentés dans l'annexe.

Des mesures de tendance centrale, soit des moyennes, et des mesures de dispersion, soit des écarts-types, ont servi à décrire les variables quantitatives (âge, nombre de médicaments, nombre de divergences par patient). Les variables qualitatives (types de divergences, potentiel de gravité, types de chirurgies et classes des médicaments impliquée) étaient, quant à elles, exprimées en proportion sous forme de pourcentages. Les données recueillies ont été analysées à l'aide de statistiques descriptives. Les moyennes ont été comparées par un test T de Student à l'aide du logiciel Excel 2010^{MD} de Microsoft^{MD}. Un test de Fisher (pour une valeur de p inférieure à 0,05) a été effectué pour comparer les proportions à l'aide du logiciel SISA^{MD}.

Résultats

L'évaluation a porté sur 244 dossiers et s'est étendue du 12 février au 6 mars 2015. Elle a abouti à l'inclusion de 182 patients (75 %), ce qui représente en moyenne la saisie électronique des dossiers de 11 patients par jour (entre six et 15 patients par jour). Toutefois, 62 patients (25 %) ont dû être exclus pour les raisons suivantes : absence de consentement écrit pour la transmission du profil pharmacologique (32 %), chirurgie annulée ou reportée (23 %), aucun médicament prescrit dans les trois derniers mois (21 %), coordonnées de la pharmacie communautaire introuvables ou formulaire de collecte de données préopératoire non disponible ou encore manque de temps (18 %) et patient âgé de moins de 18 ans (6 %). Les patients étaient admis principalement en orthopédie (35 %), en chirurgie générale (16 %) et en neurochirurgie (15 %). Les chirurgiens ou résidents en chirurgie se sont servis du formulaire BCM permettant la mise en place du processus de BCM pour la prescription des médicaments à l'admission de 116 patients (64 %).

Une différence statistiquement significative est apparue quant à l'âge moyen et au nombre moyen de médicaments prescrits et servis par la pharmacie des patients avant leur admission entre les patients ayant un formulaire BCM et ceux dont les ordonnances étaient rédigées manuellement sur les feuilles d'ordonnance usuelles ($65,5 \pm 11,8$ contre $55,7 \pm 17,8$ ans, [$p < 0,001$] et $7,4 \pm 4,6$ contre $5,4 \pm 5$ médicaments,

[$p = 0,014$]). Le formulaire BCM à l'admission a servi à plus de 80 % des patients admis pour une chirurgie vasculaire (100 %), orthopédique (84 %) et urologique (83 %). La durée moyenne d'hospitalisation variait selon le type de chirurgie. Elle se situait entre 1 ± 0 jour pour la chirurgie vasculaire et $7 \pm 6,6$ jours pour la chirurgie générale. Le tableau 1 présente les caractéristiques de la population à l'étude selon le type de chirurgie.

Les divergences NI, IND et ID ainsi que leur potentiel de gravité ont été relevés pour favoriser l'évaluation de l'impact clinique de l'amorce du processus de BCM. Le formulaire BCM a permis de diminuer de plus de 50 % la proportion de patients subissant au moins une divergence NI (58 % contre 27 % pour le groupe formulaire BCM non utilisé et utilisé, [$p < 0,001$]), de plus de 80 % la proportion de patients touchés par au moins une divergence IND (59 % contre 6 %, [$p < 0,001$]) et d'augmenter de manière statistiquement significative la proportion de patients touchés par au moins une divergence ID (35 % contre 74 %, [$p < 0,001$]) (figure 1). De plus, la rédaction des ordonnances d'admission à l'aide du formulaire BCM a permis de diminuer de façon statistiquement significative le taux d'erreurs (nombre de divergences NI par patient) (1,5 contre 0,5 pour le groupe formulaire BCM non utilisé et utilisé, [$p = 0,012$]) ainsi que le taux de divergences (nombre de divergences IND et NI par patient) (2,7 contre 0,6, [$p = 0,021$]) (tableau II). Selon le type de chirurgie, le taux d'erreurs variait de 0,3 à 1,7 dans le groupe formulaire BCM utilisé et de 0,1 à 2,6 dans le groupe formulaire BCM non utilisé. Il avait diminué dans tous les types de chirurgie du groupe formulaire BCM utilisé à l'exception de la chirurgie oto-rhino-laryngologique (ORL) et maxillo-faciale. La différence était statistiquement significative pour la chirurgie orthopédique.

La majorité des divergences NI survenues dans le groupe formulaire BCM utilisé (90 %) présentait un potentiel de gravité non significatif pour le patient. L'utilisation du formulaire BCM a diminué de façon statistiquement significative la proportion de patients touchés par les divergences NI à potentiel de gravité non significatif (45 % contre 25 % quand le formulaire BCM n'était pas utilisé, [$p = 0,005$]), significatif (20 % contre 3 %, [$p < 0,001$]) et sérieux (12 % contre 1 %, [$p = 0,001$]) à l'exception du potentiel de gravité vital, dont la diminution n'est pas significative (2 % contre 0 %, [$p = 0,36$]) (figure 2). Bien qu'aucune divergence décelée n'ait entraîné d'évènement iatrogénique médicamenteux réel chez les patients, notons, parmi les divergences NI présentant un risque d'évènement iatrogénique sérieux, la prescription d'un stabilisateur de l'humeur (lithium 300 mg prescrit une fois par jour plutôt que deux fois par jour) ou la prescription d'un narcotique à dose élevée alors qu'il n'était plus utilisé par le patient (hydromorphe 16 mg à libération contrôlée). Les divergences NI à potentiel de gravité pouvant mettre en péril la vie du patient portaient sur la non-prescription des immunosuppresseurs et la prophylaxie contre le *Pneumocystis carinii* pour un patient greffé.

Les omissions représentaient les divergences NI les plus fréquentes lorsque le formulaire BCM n'était pas utilisé (51 % contre 17 %, [$p < 0,001$]). Cependant, 31 omissions sur les 60 au total ont été décelées pour deux patients qui n'avaient reçu aucune prescription des médicaments pris à domicile au moment de leur admission, soit 22 omissions pour le

patient greffé et neuf omissions pour un second patient dont les ordonnances ont été rédigées à l'aide du formulaire BCM à la suite d'une intervention du pharmacien ayant découvert l'erreur. L'ajout est le deuxième type de divergence NI le plus fréquent dans cette étude-pilote et il est survenu plus souvent pour des patients dont le formulaire BCM avait été utilisé (60 % contre 16 %, [$p < 0,001$]). Les duplications thérapeutiques représentaient 69 % de ces ajouts.

Quant aux divergences NI, les médicaments du système nerveux central (SNC) représentaient la principale classe de médicaments impliquée (34 %). Bien que la différence soit non statistiquement significative, elle était plus importante dans le groupe où le formulaire BCM était utilisé (43 % contre 28 %,

[$p = 1$]). Les deuxième et troisième classes de divergences NI concernaient les médicaments de la classe autres, qui comprenait les médicaments n'appartenant pas aux classes usuelles, (16 % contre 35 %, [$p = 0,02$] pour le groupe formulaire BCM utilisé et non utilisé) ainsi que les médicaments gastro-intestinaux (GI) (22 % contre 11 %, [$p = 0,11$]). Les médicaments cardiovasculaires, quant à eux, se retrouvaient en quatrième position (13 % contre 10 %, [$p = 0,61$]). Aucune divergence de MVL ou de PSN n'a été notée (aucun questionnaire n'a été réalisé auprès du patient).

Afin de déterminer la population risquant de subir des divergences, les investigateurs ont stratifié l'échantillon selon l'âge, le nombre de médicaments et l'utilisation du formulaire

Tableau I. Caractéristiques de la population étudiée selon les différents types de chirurgie^a

	Échantillon total	Formulaire BCM utilisé	Formulaire BCM non utilisé	<i>p</i>
Population totale, <i>n</i> (%)	182 (100 %)	116 (64 %)	66 (36 %)	--
Générale	29 (16 %)	15 (52 %)	14 (48 %)	--
Orthopédique	63 (35 %)	53 (84 %)	10 (16 %)	--
Buccale et maxillo-faciale	17 (9 %)	3 (18 %)	14 (82 %)	--
Oto-rhino-laryngologie	19 (10 %)	7 (37 %)	12 (63 %)	--
Neurochirurgie	27 (15 %)	15 (56 %)	12 (44 %)	--
Urologie	23 (13 %)	19 (83 %)	4 (17 %)	--
Radiologie	4 (2 %)	4 (100 %)	0 (0 %)	--
Âge, ans	61,9 ± 14,9	65,5 ± 11,8	55,7 ± 17,8	< 0,001
Générale	63,5 ± 11,3	--	--	--
Orthopédique	66,7 ± 10,2	--	--	--
Buccale et maxillo-faciale	40,4 ± 16,6	--	--	--
Oto-rhino-laryngologie	63,0 ± 17,4	--	--	--
Neurochirurgie	53,0 ± 11,6	--	--	--
Urologie	72,7 ± 10,6	--	--	--
Radiologie	60,3 ± 11,2	--	--	--
Nombre de médicaments prescrits à domicile	6,7 ± 4,8	7,4 ± 4,6	5,4 ± 5,0	0,014
Générale	5,9 ± 5,0	--	--	--
Orthopédique	7,4 ± 4,3	--	--	--
Buccale et maxillo-faciale	3,4 ± 4,4	--	--	--
Oto-rhino-laryngologie	5,7 ± 3,7	--	--	--
Neurochirurgie	6,6 ± 4,2	--	--	--
Urologie	9,1 ± 6,3	--	--	--
Radiologie	6,5 ± 3,1	--	--	--
Durée d'hospitalisation, jours	4,0 ± 4,4	4,2 ± 4,2	3,8 ± 4,6	0,617
Générale	7,0 ± 6,6	--	--	--
Orthopédique	4,5 ± 3,9	--	--	--
Buccale et maxillo-faciale	1,2 ± 0,4	--	--	--
Oto-rhino-laryngologie	4,4 ± 5,4	--	--	--
Neurochirurgie	3,4 ± 2,6	--	--	--
Urologie	2,1 ± 1,9	--	--	--
Radiologie	1,0 ± 0,0	--	--	--

Abréviation : BCM : Bilan comparatif des médicaments

^aLes données sont des moyennes ± écart-type ou *n* (%)

BCM pour les patients subissant au moins une divergence NI, au moins une divergence inadéquate (soit les divergences NI et IND) ou encore aucune divergence inadéquate (tableau III). Bien qu'aucune différence statistiquement significative n'ait été décelée, les patients subissant au moins une divergence NI étaient légèrement plus âgés que ceux n'ayant aucune divergence à leur dossier ($64,8 \pm 13,5$ contre $62,1 \pm 14$ ans, [$p = 0,216$]). Cependant, les investigateurs ont observé une différence significative du nombre de médicaments statistiquement plus élevé chez les patients ayant subi au

moins une divergence NI comparativement à ceux n'ayant subi aucune divergence ($8,5 \pm 5,5$ contre $5,8 \pm 1,8$, [$p < 0,001$]). L'utilisation du formulaire BCM concernait 86 % des patients n'ayant subi aucune divergence inadéquate comparativement à 45 % des patients touchés par des divergences NI.

Certaines précisions sur la trajectoire à la clinique préopératoire ont pu être décrites grâce à ce projet. Le délai d'attente moyen entre la visite préopératoire et la date réelle de la chirurgie des patients inclus dans l'étude était de 26 ± 41 jours (entre un et 317 jours). La collecte de données sur les médicaments contenue dans les dossiers préopératoires se retrouvait sous différentes formes : profil pharmacologique (42 %), liste écrite à la main (27 %), liste de poche (14 %), facture (4 %), étiquettes de médicaments (4 %), en-tête de pilulier (3 %), autre source d'information (4 %) ou encore aucune information (4 %). De plus, le délai moyen entre la date d'impression du profil pharmacologique annexé au formulaire de collecte de données préopératoire et la date de la chirurgie était de 50 ± 57 jours (entre deux et 300 jours). Parmi les 182 patients inclus, 10 % avaient, à leur dossier, un nouveau profil pharmacologique qui avait été imprimé en moyenne 11 jours avant la chirurgie. En outre, un endroit était prévu sur le formulaire de collecte de données utilisé par les infirmières le jour de la chirurgie, pour leur permettre d'inscrire les changements apportés aux médicaments du patient depuis la rencontre préopératoire.

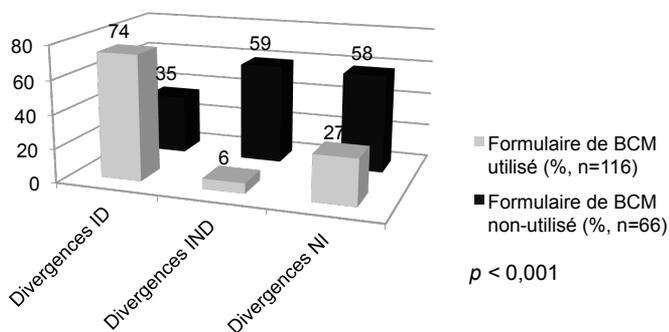


Figure 1. Proportion de patients touchés par les différents types de divergences (%)

Abréviations : BCM : Bilan comparatif des médicaments; ID : Intentionnel documenté; IND : Intentionnel non documenté; NI : Non intentionnel

Tableau II. Taux de divergences et taux d'erreurs selon le type de chirurgie^a

	Échantillon total	Formulaire BCM utilisé	Formulaire BCM non utilisé	p
Taux de divergences^b	1,4	0,6	2,7	0,021
Générale	1,8	0,3	3,5	0,049
Orthopédique	0,7	0,3	2,7	0,003
Buccale et maxillo-faciale	1,0	1,0	1,0	1
Oto-rhino-laryngologie	1,4	1,9	1,2	0,600
Neurochirurgie	2,8	1,1	4,9	0,007
Urologie	1,2	0,7	3,3	0,135
Radiologie	1,3	1,3	--	--
Taux de divergences sans duplication	1,2	0,3	2,7	< 0,001
Taux d'erreurs^c	0,9	0,5	1,5	0,012
Générale	1,3	0,3	2,4	0,183
Orthopédique	0,5	0,3	1,6	0,009
Buccale et maxillo-faciale	0,2	0,7	0,1	0,515
Oto-rhino-laryngologie	1,0	1,7	0,6	0,401
Neurochirurgie	1,7	1,1	2,6	0,058
Urologie	0,7	0,3	2,3	0,132
Radiologie	1,3	1,3	--	--
Taux d'erreurs sans duplication	0,7	0,2	1,5	0,044

Abréviation : BCM : Bilan comparatif des médicaments

^aLes données sont présentées en taux

^bLe taux de divergences est le nombre de divergences non intentionnelles et intentionnelles non documentées par patient

^cLe taux d'erreurs est le nombre de divergences non intentionnelles par patient

Toutefois, cette section avait été remplie dans seulement 60 % des cas, ce qui a permis de déceler des modifications de la thérapie pour 4 % des patients. Bien que la comparaison entre la thérapie médicamenteuse du patient au moment de la rencontre préopératoire et celle au moment de la chirurgie n'a pu être réalisée que pour les patients qui avaient un profil pharmacologique ou une liste de médicaments de poche annexée au formulaire de collecte de données préopératoire ($n = 103$), la thérapie de 55 % de ces patients avait été modifiée. Par conséquent, 142 divergences, dont 46 % d'ajouts, 37 % de retraits de médicaments et 18 % de modifications de posologie touchant principalement des médicaments du SNC et GI ont été décelés par la chercheuse principale comparativement à sept divergences détectées par le personnel infirmier.

Finalement, les réponses recueillies à la suite du sondage d'opinion réalisé auprès du personnel de la pharmacie étaient favorables à l'implantation du processus. En effet, 97 % des répondants ont indiqué que le formulaire BCM avait permis une diminution du nombre d'appels faits aux prescripteurs ou au personnel de la salle de réveil, 61 % ont mentionné avoir remarqué une diminution de la nécessité de rédiger des notes cliniques complémentaires, de corriger ou de remettre en question les ordonnances reçues, et 100 % ont mentionné que le formulaire était utile pour la prise en charge des patients admis pour une chirurgie électorale. Ils ont donc recommandé l'implantation officielle du processus (répondants : 18 pharmaciens et 11 ATP).

Discussion

Les résultats de cette étude ont permis de démontrer que l'implantation du nouveau processus, permettant d'effectuer des BCM pouvait améliorer la gestion des médicaments des patients qui passaient par la clinique préopératoire pour être admis à l'HEJ. Le formulaire BCM a permis de diminuer les divergences NI et leur potentiel de gravité ainsi que d'améliorer la documentation sur les changements volontaires faits par les prescripteurs. En plus de cibler une population davantage exposée à subir des divergences, cette étude a permis de mettre en lumière la nécessité d'améliorer la trajectoire à la clinique préopératoire et également de dresser un portrait de l'opinion des utilisateurs.

Le formulaire BCM a été utilisé pour la majorité de la population étudiée. Les caractéristiques de chaque groupe n'étaient pas comparables en termes d'âge et de nombre de médicaments. Dans le groupe où le formulaire BCM a été utilisé, une forte proportion de patients, ayant subi une

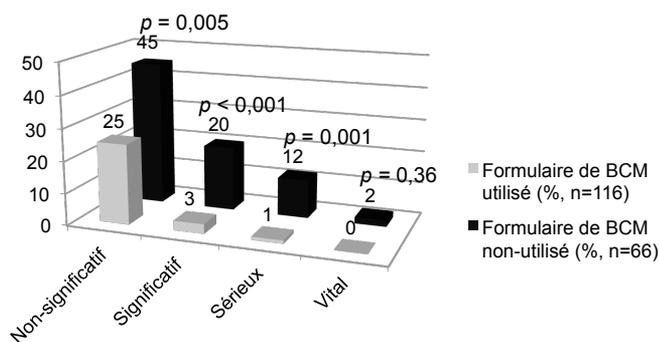


Figure 2. Proportion de patients touchés par les divergences non intentionnelles selon les potentiels de gravité (%)

Abbréviation : BCM : Bilan comparatif des médicaments

Tableau III. Caractéristiques de la population qui risque de subir des divergences inadéquates et non intentionnelles^a

	Aucune divergence inadéquate ^b	Au moins une divergence inadéquate		Au moins une divergence NI
	$n = 94$	$n = 88$	p^c	$n = 69$
Âge, ans	$62,1 \pm 14,0$	$61,8 \pm 16,0$	0,881	$64,8 \pm 13,5$
Nombre de médicaments prescrits à domicile	$5,8 \pm 3,8$	$7,7 \pm 5,5$	0,008	$8,5 \pm 5,5$
Nombre de patients selon le type de chirurgie				
Générale	15 (16 %)	14 (16 %)	1	12 (17 %)
Orthopédie	43 (46 %)	20 (23 %)	0,002	19 (27 %)
Buccale et maxillo-faciale	5 (5 %)	12 (14 %)	0,074	3 (4 %)
Oto-rhino-laryngologique	8 (8 %)	11 (12 %)	0,469	8 (12 %)
Neurochirurgie	9 (10 %)	18 (21 %)	0,059	17 (25 %)
Urologie	12 (13 %)	11 (12 %)	1	8 (12 %)
Radiologie	2 (2 %)	2 (2 %)	1	2 (3 %)
Formulaire BCM				
Utilisé	81 (86 %)	35 (40 %)	< 0,001	31 (45 %)
Non utilisé	13 (14 %)	53 (60 %)		38 (55 %)

Abbréviations : BCM : Bilan comparatif des médicaments; NI : Non intentionnel

^aLes données sont des moyennes \pm écart-type ou n (%)

^bLes divergences inadéquates sont les divergences NI et intentionnelles non documentées

^cComparaison avec le groupe n'ayant aucune divergence inadéquate

^dValeur $p < 0,001$ dans la section formulaire BCM; comparaison du groupe ayant utilisé un BCM comparativement à celui qui n'a pas utilisé le formulaire BCM

chirurgie orthopédique et urologique, avait un âge plus avancé et un nombre de médicaments plus élevé, ce qui peut expliquer cet écart. L'âge et le nombre de médicaments sont généralement considérés comme des facteurs prédictifs d'une augmentation des divergences^{2,20,21}. Comme ces caractéristiques étaient plus élevées dans le groupe formulaire BCM utilisé, l'impact réel du formulaire BCM sur la diminution des divergences NI a très certainement été sous-estimé.

Bien qu'aucun événement iatrogénique ne se soit produit dans l'étude actuelle, l'utilisation du formulaire BCM a tout de même démontré un impact clinique positif, tel que l'amélioration de la communication entre les intervenants, la diminution de plus de 50 % de la proportion de patients ayant subi une ou plusieurs divergences NI, la diminution statistiquement et cliniquement significative du taux d'erreurs et du taux de divergences. Le formulaire BCM a permis de diminuer principalement le nombre d'omissions, un type d'erreurs souvent à l'origine des événements iatrogéniques médicamenteux^{2,4,9,17,18,22}. De plus, comparativement au groupe formulaire BCM non utilisé, dans le groupe formulaire BCM utilisé, le taux de divergences a diminué de 2,7 contre 0,6 ($p = 0,021$) et celui des erreurs de 1,5 contre 0,5 ($p = 0,012$). Ces diminutions sont d'autant plus importantes lorsque les duplications thérapeutiques ne sont pas prises en considération dans le nombre de divergences décelées, soit 2,7 contre 0,3 ($p < 0,001$) dans le groupe formulaire BCM non utilisé et 1,5 contre 0,2 ($p = 0,044$) dans le groupe formulaire BCM utilisé. Bien que ces diminutions ne soient pas toutes statistiquement significatives, elles vont dans le même sens que les résultats de l'étude de Curatolo et collaborateurs, soit une diminution du taux d'erreur de 0,47 ($p = 0,0005$) à la suite de l'utilisation du meilleur schéma thérapeutique possible¹⁶. Le grand nombre de duplications obtenu dans l'étude actuelle a vraisemblablement augmenté le taux d'ajouts obtenu avec le formulaire BCM. L'utilisation fréquente de protocoles préimprimés en chirurgie peut expliquer pourquoi le taux d'ajouts était largement inférieur dans les études semblables réalisées dans le CHU de Québec – Université Laval, qui portaient plutôt sur l'admission de patients qui avaient transité par l'urgence, où l'utilisation de ces protocoles est moindre^{17,18,23}. Toutefois, les ajouts sont, dans ce cas, des divergences NI n'entraînant aucun impact négatif pour le patient puisqu'elles sont interceptées à la distribution par les pharmaciens qui ne valident qu'un seul des deux médicaments. De plus, il serait facile de diminuer le nombre de ces divergences à l'aide d'une formation adéquate du personnel médical, ce qui n'a pas été réalisé au cours de notre étude. L'augmentation de la proportion de patients touchés par les divergences ID avec l'utilisation du formulaire BCM contribue également à l'amélioration des soins dispensés aux patients, puisque cette pratique améliore la communication entre les différents professionnels de la santé en diminuant le risque d'incompréhension, source d'erreurs^{6,7}. Ces résultats sont similaires à ceux décrits dans l'étude de Couture et collaborateurs en 2010, qui a révélé une augmentation de 95 % des divergences ID après l'implantation du BCM en 2008¹⁸. Quant aux taux d'erreurs qui ont été rapportés, le faible nombre de patients dans chaque sous-groupe explique que le formulaire BCM n'ait pas permis de diminuer le taux d'erreurs pour les patients ayant subi une chirurgie ORL, buccale et maxillo-faciale (respectivement sept et trois patients) et que la

diminution observée pour les autres types de chirurgie, sauf pour la chirurgie orthopédique (63 patients), ne soit pas statistiquement significative. Une étude réalisée dans une clinique préopératoire a montré que 12,9 % des patients, qui avaient une histoire médicamenteuse complète, étaient touchés par des divergences pouvant possiblement leur causer du tort comparativement à 29,9 % des patients pour qui aucune histoire médicamenteuse n'avait été réalisée ($p < 0,001$)⁹. La présente étude parvient à des résultats semblables. Malgré le fait que la chercheuse principale n'ait réalisé aucune histoire médicamenteuse, les investigateurs ont constaté une diminution statistiquement significative de la proportion de patients touchés par les divergences NI ayant un potentiel de gravité significatif et sérieux. Ces résultats justifient l'appui apporté à l'implantation d'une saisie électronique des médicaments à la clinique préopératoire de l'HEJ. De plus, les trois divergences ayant un potentiel de gravité vital survenues au cours de l'étude auraient pu être évitées grâce à l'utilisation du formulaire BCM.

Plusieurs études, dont une revue systématique, ont démontré que les médicaments cardiovasculaires et ceux du SNC se trouvent en tête de liste des médicaments le plus fréquemment impliqués dans les divergences^{12,24}. L'HEJ a réalisé deux études évaluant l'impact du nouveau formulaire BCM, qui ont démontré que les médicaments le plus souvent à l'origine des divergences NI étaient les médicaments cardiovasculaires, du SNC et GI dans des proportions similaires à celles de la présente étude^{17,19}. Les résultats observés étaient également similaires à ceux obtenus dans l'étude réalisée à l'Hôpital Saint-François d'Assise (HSFA), qui portait sur une population semblable, soit des patients admis pour une chirurgie électorale, puisque les principaux médicaments source de divergences étaient ceux du SNC²⁰. Contrairement aux attentes, les médicaments cardiovasculaires représentaient seulement la quatrième cause de divergences NI. On peut présumer que la population incluse dans cette étude, en attente de chirurgie, consommait davantage de benzodiazépines et de narcotiques à domicile, des produits qui augmentent le taux de divergences par duplications thérapeutiques, puisque les protocoles préimprimés utilisés par les chirurgiens comprennent ces types de médicaments.

Bien qu'ils suscitent encore la controverse, l'âge et le nombre de médicaments sont souvent considérés comme des facteurs prédictifs de divergences NI^{2,20,21,25}. Des travaux réalisés en 2012 au département de chirurgie à l'HSFA ont démontré que les patients d'âge égal ou supérieur à 75 ans et ceux qui reçoivent plus de dix médicaments courent plus de risques de subir des divergences²⁰. Bien que les patients ayant subi au moins une divergence NI avaient un âge plus avancé que ceux n'en ayant subi aucune, la présente étude n'a pas permis de démontrer que l'âge était un facteur prédictif statistiquement significatif de divergences. Les investigateurs s'attendaient à ce que le nombre de divergences NI soit plus élevé chez les patients du groupe formulaire BCM non utilisé. Toutefois, l'âge moyen des patients de ce groupe était peu élevé (55,7 ans). Ceci peut donc avoir contribué à diminuer le nombre de divergences NI notées dans ce groupe, ce qui n'a pas permis de démontrer que l'âge était un facteur prédictif de divergences NI dans la population à l'étude. De plus, la moyenne d'âge des patients de l'étude réalisée à l'HSFA était supérieure à celle des patients inclus dans la présente étude (74,3 ans contre 61,9 ans). Le nombre de médicaments, quant à

lui, semble être un meilleur facteur prédictif de divergences NI, puisque les patients touchés par les divergences NI prenaient un nombre de médicaments significativement plus élevé. Le nombre de médicaments est l'un des critères de sélection à envisager pour l'implantation de ce nouveau processus de BCM, qui pourrait être utilisé pour prioriser certains patients. Toutefois, il faut garder à l'esprit le fait que, selon le type de chirurgie, le taux d'erreurs ne s'expliquait pas toujours par le nombre de médicaments pris par le patient. Par exemple, les patients de neurochirurgie, qui prenaient en moyenne $6,6 \pm 4,2$ médicaments, avaient un taux d'erreurs plus élevé (1,7) comparativement aux patients d'urologie et de chirurgie orthopédique, qui en prenaient respectivement en moyenne $9,1 \pm 6,3$ et $7,4 \pm 4,3$ et qui avaient des taux d'erreurs moins élevés (respectivement 0,7 et 0,5). Cette différence peut, entre autres, s'expliquer par la forte utilisation du formulaire BCM dans ces deux derniers sous-groupes de patients. Une étude cas-témoin rétrospective a démontré que les chirurgiens généraux et orthopédiques sont parmi les spécialistes le plus fréquemment impliqués dans les erreurs médicamenteuses¹⁴. Cependant, il n'est pas possible de conclure que les différents types de prescripteurs aient influencé le risque pour les patients de subir des divergences, puisque, outre le fait que le nombre de patients était insuffisant pour atteindre un résultat significatif, chacun des sous-groupes était de taille différente. La durée d'hospitalisation supérieure des patients subissant des chirurgies orthopédiques, générales et ORL pourrait néanmoins motiver le choix de prioriser l'amorce du processus de BCM pour ces patients, puisque le risque d'évènement iatrogénique médicamenteux augmente en fonction de la durée d'hospitalisation²⁶. Les patients en chirurgie orthopédique et en urologie présentaient un taux d'erreurs plus bas que le taux moyen. Cela peut s'expliquer par l'opinion favorable qu'ont ces chirurgiens du formulaire BCM et l'utilisation plus élevée qu'ils font de cet outil comparativement aux autres spécialistes. Étant donné ces résultats, il semble pertinent de prioriser les patients des spécialités dont les patients séjournent plus longtemps à l'hôpital et pour lesquels les chirurgiens ont davantage utilisé le formulaire BCM.

Les résultats obtenus au sujet de la trajectoire en préopératoire ont permis de mettre en lumière la situation actuelle. Les différentes sources d'information médicamenteuse (entête de pilulier, facture, etc.) sont souvent incomplètes ou indisponibles. Les longs délais d'attente entre la rencontre préopératoire et le moment de la chirurgie et entre la date de la source de l'information au dossier préopératoire et celle de la chirurgie sont associés au fait que 55 % des dossiers indiquaient des modifications apportées à la thérapie du patient entre ces deux moments (modifications qui touchaient principalement des médicaments du SNC). Ce sont des arguments qui plaident en faveur de la mise en place d'un processus périopératoire de gestion plus sécuritaire des médicaments, dont l'implantation d'un processus systématique de réalisation des BCM.

Finalement, les chirurgiens étant les principaux utilisateurs du processus mis en place dans le cadre de cette étude-pilote, il aurait été intéressant de colliger leurs commentaires. Malheureusement, les investigateurs n'ont pas pu ajouter ce volet à l'étude en raison de la difficulté de trouver un moyen de communication efficace pour joindre les chirurgiens de toutes les spécialités. L'étude de Monfort et collaborateurs a démontré que même l'utilisation de la meilleure liste

possible de médicaments au congé du patient n'avait pas réussi à diminuer le nombre divergences NI en raison du fait que les chirurgiens n'utilisaient pas le BCM¹⁵. Au contraire, dans notre étude, la majorité des chirurgiens ont eu recours au formulaire BCM pour prescrire les médicaments à l'admission du patient. De plus, les commentaires verbaux des chirurgiens et les résultats du sondage électronique, auquel 29 pharmaciens et ATP ont répondu, soulignaient l'importance de l'implantation du formulaire BCM et exprimaient l'opinion favorable des nouveaux utilisateurs. Toutefois, la réalisation de ce sondage a peut-être pu entraîner un biais de volontariat, mais les commentaires verbaux des pharmaciens qui n'avaient pas participé au sondage abondaient dans le même sens. Malgré l'intérêt noté des utilisateurs pour la réalisation généralisée du BCM, le temps nécessaire pour effectuer la saisie électronique (en moyenne 11 patients par jour) représente environ l'équivalent d'un ATP à temps complet, ce qui peut s'avérer difficile à obtenir dans un contexte de pénurie de main-d'œuvre. Toutefois, puisque les taux d'erreurs et de divergences observés dans le groupe formulaire BCM non utilisé étaient supérieurs à ceux observés dans les études antérieures et que le coût moyen d'une erreur médicamenteuse est de 8000 \$, l'implantation du processus de saisie électronique à la clinique préopératoire de l'HEJ semble tout de même bénéfique au point de vue coût-efficacité^{20,25}.

Limites

Tout d'abord, l'échantillonnage accidentel peut être perçu comme un biais de sélection. Toutefois, il a été limité, puisqu'un faible nombre de patients ont été exclus pour des raisons de manque de temps et de non-disponibilité des dossiers préopératoires. Cette méthode d'échantillonnage a permis d'obtenir une meilleure taille d'échantillon ainsi qu'une meilleure puissance statistique. De plus, l'échantillon de patients, grâce aux larges critères d'inclusion et au faible nombre de critères d'exclusion, est représentatif des différents types de chirurgies effectuées à l'HEJ et permet donc une excellente validité interne. Ensuite, la définition des divergences NI ainsi que celle de leur potentiel de gravité ont pu entraîner un biais d'information. Pour contrer cette limite, deux pharmaciennes ainsi que la chercheuse principale ont procédé à une révision de chaque divergence NI et de son potentiel de gravité. De plus, la collecte de données, qui a été réalisée de manière prospective, a permis de limiter le biais d'information causé par des données manquantes. Un dernier biais d'information est dû au fait que le formulaire BCM était disponible au dossier de tous les patients au moment de la chirurgie, ce qui a permis au chirurgien d'accéder à l'information médicamenteuse mise à jour. Les chirurgiens ayant choisi de prescrire des médicaments sans utiliser le formulaire BCM pouvaient donc avoir consulté cette information avant de rédiger les ordonnances du patient. Toutefois, malgré la présence de ce biais qui pourrait avoir diminué le nombre de divergences NI par rapport à celui estimé, une différence statistiquement significative a tout de même été observée entre les groupes formulaire BCM utilisé et non utilisé. Finalement, il est important de souligner que les divergences ont été déterminées à partir des médicaments inscrits au profil pharmacologique et non après la rédaction de l'histoire médicamenteuse complète effectuée auprès du

patient, ce qui entraîne un biais d'information. Toutefois, ce biais a aussi bien pu entraîner une surestimation qu'une sous-estimation des résultats, par exemple si un patient avait arrêté de lui-même la prise d'un médicament et l'a mentionné au chirurgien prescripteur ou au contraire, dans le cas où le patient prenait un médicament à une posologie différente de celle prescrite et que la posologie prescrite à l'hôpital était celle inscrite au profil pharmacologique.

Malgré ses limites, cette étude permet d'appuyer la nécessité et l'impact non négligeable de l'implantation du nouveau processus évalué pour favoriser la sécurité des patients admis par la clinique préopératoire en vue d'une hospitalisation pour une chirurgie électorive. Par ailleurs, les résultats de cette étude pourraient facilement être transposés à des établissements de santé disposant d'un département de chirurgie ainsi que d'une clinique préopératoire.

Conclusion

Cette recherche a permis de démontrer la possibilité, voire la nécessité, d'améliorer la trajectoire en préopératoire, puisque la majorité des patients qui passent par la clinique préopératoire subissent des modifications à leur thérapie entre le moment de la rencontre préopératoire et le jour de la chirurgie et que, malgré cela, l'information médicamenteuse disponible dans les dossiers préopératoires est souvent incomplète et n'est pas à jour. Par contre, bien qu'aucune formation préalable des équipes médicales n'ait été réalisée sur l'utilisation du formulaire BCM, ce dernier a été utilisé pour une majorité de patients, et les commentaires des prescripteurs démontraient leur perception positive du processus mis en place. Les résultats de l'utilisation du formulaire BCM étaient prévisibles. Celui-ci a permis de diminuer le nombre d'erreurs liées à la prescription de médicaments à l'admission des patients à l'hôpital pour une chirurgie électorive et, par le fait même, le risque potentiel

pour la santé et la sécurité des patients en plus d'améliorer la communication entre les différents intervenants. Par conséquent, les résultats de l'étude permettront d'appuyer la mise en place de ce processus au département de chirurgie de l'HEJ et pourraient également être transposés à des unités de soins semblables dans d'autres établissements du CHU de Québec – Université Laval. Toutefois, étant donné que le processus s'est avéré énergivore, il faudra sans doute prioriser les patients d'orthopédie pour lesquels la durée d'hospitalisation est plus longue, les patients de neurochirurgie, qui sont davantage exposés au risque d'erreurs, ainsi que ceux qui prennent au moins huit médicaments. De plus, le partenariat avec les soins infirmiers qui réalisent le questionnaire complet sur les médicaments que prend le patient à domicile lors de la rencontre préopératoire permettrait de diminuer potentiellement les divergences lors de la prescription de médicaments à l'admission du patient.

Annexe

Cet article comporte une annexe; elle est disponible sur le site de *Pharmactuel* (www.pharmactuel.com).

Financement

Aucun financement en relation avec le présent article n'a été déclaré par les auteurs.

Conflit d'intérêts

Tous les auteurs ont rempli et soumis le formulaire de l'ICMJE pour la divulgation de conflits d'intérêts potentiels. Les auteurs n'ont déclaré aucun conflit d'intérêts en relation avec le présent article.

Références

1. Institut canadien pour la sécurité des patients et l'Institut pour l'utilisation sécuritaire des médicaments du Canada. Trousse En avant! Le bilan comparatif des médicaments en soins de courte durée. 2011. [en ligne] [http://www.patientsafetyinstitute.ca/fr/toolsresources/Documents/Interventions/Bilan%20comparatif%20des%20m%C3%A9dicaments/\(courte%20dur%C3%A9e\)/BCM%20\(courte%20dur%C3%A9e\)%20Trousse%20En%20avant.pdf#search=trousse%20en%20avant%20le%20bilan%20comparatif%20des%20m%C3%A9dicaments](http://www.patientsafetyinstitute.ca/fr/toolsresources/Documents/Interventions/Bilan%20comparatif%20des%20m%C3%A9dicaments/(courte%20dur%C3%A9e)/BCM%20(courte%20dur%C3%A9e)%20Trousse%20En%20avant.pdf#search=trousse%20en%20avant%20le%20bilan%20comparatif%20des%20m%C3%A9dicaments) (site visité le 30 octobre 2016).
2. Brownlie K, Schneider C, Culliford R, Fox C, Boukouvalas A, Willan C et coll. Medication reconciliation by a pharmacy technician in a mental health assessment unit. *Int J Clin Pharm* 2014;36:303-9.
3. Agrément Canada Accréditation Canada. Livret sur les Pratiques organisationnelles requises en 2014. Ottawa. 2014. 75 p. [en ligne] http://www.accreditation.ca/sites/default/files/rop-handbook-2014-fr_0.pdf (site visité le 30 octobre 2016).
4. Cornish PL, Knowles SR, Marchesano R, Tam V, Shadowitz S, Juurlink DN et coll. Unintended medication discrepancies at the time of hospital admission. *Arch Intern Med* 2005;165:424-9.
5. Hohl CM, Nosyk B, Kuramoto L, Zed PJ, Brubacher JR, Abu-Laban RB et coll. Outcomes of emergency department patients presenting with adverse drug events. *Ann Emerg Med* 2011;58:270-9.
6. A.P.E.S. Réalisation du bilan comparatif des médicaments dans les établissements de santé québécois. Montréal. 2009. 83 p. [en ligne] http://www.cha.quebec.qc.ca/fileadmin/cha/internet/specialites_medicales/pharmacie/fichiers/guide_apes_bcm.pdf (site visité le 30 octobre 2016).
7. Agrément Canada, l'Institut canadien d'information sur la santé, l'Institut canadien pour la sécurité des patients et l'Institut pour l'utilisation sécuritaire des médicaments du Canada. Bilan comparatif des médicaments au Canada : hausser la barre - Progrès à ce jour et chemin à parcourir. Ottawa. 2012. 25p. [en ligne] <http://accreditation.ca/sites/default/files/med-rec-fr.pdf> (site visité le 30 octobre 2016).
8. Marotti SB, Kerridge RK, Grimer MD. A randomised controlled trial of pharmacist medication histories and supplementary prescribing on medication errors in postoperative medications. *Anaesth Intensive Care* 2011;39:1064-70.
9. Kwan Y, Fernandes OA, Nagge JJ, Wong GG, Huh JH, Hurn DA et coll. Pharmacist medication assessments in a surgical preadmission clinic. *Arch Intern Med* 2007;167:1034-40.
10. Michels RD, Meisel SB. Program using pharmacy technicians to obtain medication histories. *Am J Health Syst Pharm* 2003;60:1982-6.
11. van den Bemt PM, van den Broek S, van Nunen AK, Harbers JB, Lenderink AW. Medication reconciliation performed by pharmacy technicians at the time of preoperative screening. *Ann Pharmacother* 2009;43:868-74.
12. Duthie DJ, Montgomery JN, Spence AA, Nimmo WS. Concurrent drug therapy in patients undergoing surgery. *Anaesthesia* 1987;42:305-6.
13. Hick HL, Deady PE, Wright DJ, Silcock J. The impact of the pharmacist on an elective general surgery pre-admission clinic. *Pharm World Sci* 2001;23:65-9.
14. Fijn R, van den Bemt PM, Chow M, De Blaeij CJ, De Jong-van den Berg LT, Brouwers JR. Hospital prescribing errors: epidemiological assessment of predictors. *Br J Clin Pharmacol* 2002;53:326-31.
15. Monfort AS, Curatolo N, Begue T, Rieutord A, Roy S. Medication at discharge in an orthopaedic surgical ward: quality of information transmission and implementation of a medication reconciliation form. *Int J Clin Pharm* 2016;38:838-47.
16. Curatolo N, Gutermann L, Devaquet N, Roy S, Rieutord A. Reducing medication errors at admission: 3 cycles to implement, improve and sustain medication reconciliation. *Int J Clin Pharm* 2015;37:113-20.
17. Blanchet M. Évaluation de l'impact clinique de la réalisation d'un bilan comparatif des médicaments au Centre hospitalier affilié universitaire de Québec. *Pharmactuel* 2010;43:188-95.
18. Couture I, Blanchet M, Moreau-Rancourt ME. Évaluation de l'impact clinique de l'implantation du bilan comparatif des médicaments à l'Hôpital de l'Enfant-Jésus du Centre hospitalier affilié universitaire de Québec. *Pharmactuel* 2011;44:210-6.
19. Marcoux C, Blanchet M. Utilisation des bilans comparatifs des médicaments en tant que prescription de départ. *Pharmactuel* 2012;45:192-201.
20. St-Cyr, A. Description des divergences entre la médication usuelle des patients et les ordonnances postopératoires chez les patients admis pour une chirurgie élective à l'Hôpital Saint-François d'Assise. Essai. Faculté de pharmacie, Université Laval. 2013. 21 pages.
21. Stewart AL, Lynch KJ. Identifying discrepancies in electronic medical records through pharmacist medication reconciliation. *J Am Pharm Assoc* (2003) 2012;52:59-66.
22. van den Bemt PMLA, van der Schriek-de Loos EM, van der Linden C, Theeuwes AMLJ, Pol AG, The Dutch CBOWHOHS. Effect of Medication Reconciliation on Unintentional Medication Discrepancies in Acute Hospital Admissions of Elderly Adults: A Multicenter Study. *Journal of the American Geriatrics Society* 2013;61:1262-8.
23. Lefebvre, T. Description de l'utilisation du formulaire informatisé "bilan comparatif des médicaments et ordonnance médicale transfert et départ" pour la rédaction des ordonnances de départ à l'Institut universitaire de cardiologie et de pneumologie de Québec. Essai. Faculté de pharmacie, Université Laval. 2014. 29 pages.
24. Tam VC, Knowles SR, Cornish PL, Fine N, Marchesano R, Etchells EE. Frequency, type and clinical importance of medication history errors at admission to hospital: a systematic review. *CMAJ* 2005;173:510-5.
25. Pippins JR, Gandhi TK, Hamann C, Ndumele CD, Labonville SA, Diedrichsen EK et coll. Classifying and predicting errors of inpatient medication reconciliation. *J Gen Intern Med* 2008;23:1414-22.
26. Ankré J. Risque iatrogène et population âgée. Actualité et dossier en Santé Publique 1999; 27:41-3.

Abstract

Objective: To assess the clinical impact of electrically uncompressed medications that are unintentional, intentionally and intentionally discrepancies, and their potential severity.

Method: Recruitment was carried out from patients seen at the Hôpital de l'Enfant-Jésus's preoperative surgery clinic, who were undergoing elective surgery with a following hospital stay. The updated medication profiles of those who had previously signed a consent form were obtained from their community pharmacy within the 24 hours preceding the operation, and the list of medications given to the patient was entered electronically, thus making it possible to start the medication reconciliation process. The surgeons and surgical residents were able to use the form to prescribe the patient's usual medications.

Results: The use of this form resulted in a smaller proportion of patients with one or more unintentional discrepancies (27% vs. 58%, [$p < 0.001$]), patients with a nonsignificant impact (25% vs. 45%, [$p = 0.005$]), a significant impact (3% vs. 20%, [$p < 0.001$]), a serious impact (1% vs. 8%, [$p = 0.001$]) or a life-threatening impact (0% vs. 1%, [$p = 0.36$]). The proportion of patients who had documented intentional discrepancies was higher in the group for which the form was used (74% vs. 35%, [$p < 0.001$]).

Conclusion: Initiating the medication reconciliation process reduced the risk of unintentional discrepancies and their potential seriousness, and improved communication between the health professionals.

Keywords: Computerization, medication reconciliation, pharmacy technical assistants, preoperative clinic, unintentional discrepancies