Effet de l'implantation d'une clinique de prescription médicale d'héroïne sur l'environnement communautaire

Marc-André Ally, MSc¹, Serge Brochu, PhD², Étienne Blais, PhD³

RÉSUMÉ

Objectifs : Les cliniques de prescription médicale d'héroïne sont actuellement au cœur d'un débat. Bien qu'elles soient efficaces pour réduire la consommation d'opiacés illicites, certains gouvernements refusent leur mise sur pied. On croit parfois que l'ouverture de telles cliniques risque d'avoir des répercussions négatives. Elles pourraient attirer de nouveaux consommateurs dans le quartier, ce qui contribuerait notamment à l'accumulation de débris d'injection et à la détérioration du sentiment de sécurité de la population. Cette étude évalue l'effet de l'ouverture de la clinique de prescription médicale d'héroïne de Montréal sur certains éléments de l'environnement de la communauté environnante.

Méthodes : Des marches ethnographiques furent réalisées afin de colliger des données sur le nombre de débris d'injection, débris de rue et activités déviantes. Les données furent par la suite agrégées sur une base journalière et nos séries chronologiques interrompues furent analysées à l'aide de la méthodologie de la régression segmentée.

Résultats : Les résultats démontrent que l'ouverture de la clinique fut suivie d'une baisse significative des débris d'injection et des débris de rue. La réduction des débris semble proportionnelle au nombre de participants.

Conclusion : La clinique montréalaise de prescription médicale d'héroïne n'a pas produit de conséquences négatives sur l'environnement communautaire. Au contraire, l'implantation d'une telle clinique s'est accompagnée d'un effet positif sur la communauté avoisinante. En plus des marches ethnographiques, les futures études devraient inclure des sondages afin d'évaluer l'impact de ces cliniques sur le sentiment de sécurité des résidents. Même s'il y a apparition d'un impact environnemental positif, il demeure probable que la seule présence de ces cliniques dans un secteur affecte négativement le sentiment de sécurité des citoyens.

Mots clés : prescription d'héroïne; impact; communauté; Montréal

The translation of the Abstract appears at the end of this article.

Rev can santé publique 2011;102(3):183-87.

Au Canada, il y aurait entre 90 000 et 125 000 consommateurs d'opiacés illégaux^{1,2}. À Montréal, Québec, on retrouverait entre 5 000 et 6 000 consommateurs d'héroïne³. En raison du développement rapide de la dépendance à l'héroïne et des coûts y étant associés, plusieurs héroïnomanes sont amenés à s'injecter dans la rue¹. La consommation chronique de cette substance s'avère pourtant néfaste pour la santé; cette dernière étant régulièrement associée à des problèmes hépatiques et rénaux. De plus, l'utilisation de seringues souillées peut entraîner des infections bactériennes des vaisseaux sanguins ainsi que des valves cardiaques⁴.

Plusieurs programmes d'aide sont offerts aux personnes dépendantes d'opiacés. Par exemple, le maintien à la méthadone ou à la buprénorphine vise à réduire la consommation d'opiacés et à améliorer la condition physique, psychologique, sociale et économique des héroïnomanes^{1,2,5,6}. Bien qu'efficace, la prise de méthadone ou de buprénorphine peut provoquer des effets secondaires tels que la diaphorèse, les troubles du sommeil ainsi qu'une baisse de libido et de l'appétit^{7,8}. En raison de ces inconvénients, environ un participant sur deux abandonne le traitement durant la première année, limitant ainsi son efficacité qui est proportionnelle à sa durée^{1,2,9-11}.

La prescription médicale d'héroïne, utilisant la diacétylmorphine comme principal agent thérapeutique, représente une alternative à la méthadone ou à la buprénorphine¹. L'adhésion à ce type de traitement implique que le participant s'injecte sur place¹². Récemment, deux cliniques de prescription médicale d'héroïne ont vu le jour au Canada sur une base expérimentale, soit à Vancouver (février 2005) et Montréal (juin 2005). Les 251 participants de ces deux villes, sélectionnés pour le projet North American Opiate

Medication Initiative (NAOMI), pouvaient s'injecter jusqu'à trois fois par jour à l'intérieur de la clinique sous la supervision du personnel médical.

Malgré l'efficacité de ce type de traitement¹²⁻¹⁴, ces cliniques suscitent plusieurs préoccupations. L'ouverture d'une clinique pourrait attirer de nouveaux consommateurs d'héroïne dans le quartier de sorte que plus il y aurait de participants, plus le nombre de débris d'injection et d'activités déviantes risquerait d'augmenter^{15,16}. Un tel résultat pourrait avoir des répercussions néfastes sur la communauté. Plusieurs études s'intéressant à la question du désordre social démontrent qu'il existe une relation inverse entre les incivilités et le sentiment de sécurité^{17,18}. Parmi les éléments constitutifs du désordre social figurent la présence de gangs, la consommation de drogue en public et la prévalence du crime¹⁸. Or, la pratique d'activités physiques telles le vélo et la marche, qui réduisent le risque de maladies chroniques (ex. maladies cardiovasculaires, diabète et cancer du colon), est étroitement liée au sentiment de sécurité¹⁹.

Toutefois, l'apparition d'effets pervers n'est pas encore documentée. Il demeure également envisageable que l'ouverture des cliniques produise des effets bénéfiques. L'injection supervisée

Affiliations des auteurs

1. Criminologue, Montréal, QC

2. Professeur titulaire – École de criminologie, Université de Montréal, Montréal, QC

3. Professeur adjoint – École de criminologie, Université de Montréal et chercheur associé, Centre international de criminologie comparée, Montréal, QC

Correspondance : Serge Brochu, École de criminologie, Université de Montréal, C.P. 6128, succursale Centre-ville, Montréal, QC H3C 3J7, Tél. : 514-343-6536, Téléc. : 514-343-2269, Courriel : serge.brochu@umontreal.ca

Conflit d'intérêts : Aucun à déclarer.

pourrait amener une diminution des débris tandis que l'offre gratuite d'héroïne pharmaceutique pourrait favoriser une réduction des activités déviantes servant à payer l'héroïne de rue (ex. prostitution, vente de drogue et vols)²⁰⁻²². D'ailleurs, les résultats du projet NAOMI indiquent, après 12 mois de traitement, une baisse de 67 % de la consommation de drogues illicites et des activités criminelles chez les participants. Ces derniers rapportent dépenser entre 300\$ et 500\$ par mois pour des drogues illicites comparativement à environ 1200\$ avant le traitement²³.

Que l'on s'inquiète d'une hausse potentielle des débris d'injection ou que l'on croit plutôt à une possible amélioration de l'environnement communautaire, les positions exprimées précédemment demeurent encore au stade de l'hypothèse. Cette étude vise donc à améliorer nos connaissances quant à certains effets produits par l'ouverture de la clinique de prescription médicale d'héroïne montréalaise sur son voisinage immédiat. Plus spécifiquement, notre objectif est de comparer, avant et après l'ouverture de la clinique, les tendances dans les débris d'injection et de rue, et les activités déviantes.

MÉTHODOLOGIE

Variables dépendantes

Les variables dépendantes proviennent de marches ethnographiques réalisées par deux observateurs à l'intérieur d'un périmètre de 200 mètres autour de la clinique; le parcours choisi permettant l'exploration de nombreux endroits propices à l'injection. Chacune des marches, d'une durée maximale de deux heures, consiste en une observation ponctuelle et systématique des rues et ruelles du site expérimental où les marcheurs comptent précisément le nombre d'apparitions des indicateurs associés aux variables dépendantes. Afin de favoriser l'accord inter-juge, les marcheurs effectuaient leur tâche de manière individuelle sans discuter entre eux de leurs observations. Ce procédé a favorisé une recension plus exacte des items puisque les individus attentifs à leur tâche deviennent dès lors plus efficaces²⁴. L'observation systématique limite donc les biais reliés à la collecte de données²⁵.

L'information fut colligée sur quatre variables. Les trois premières variables sont en lien avec la consommation d'héroïne en public et les activités illicites servant à payer les doses alors que la quatrième est une série témoin. En effet, le nombre de bouteilles d'alcool ne devrait pas être influencé par la présence de la clinique puisque la consommation d'alcool dans les rues n'est pas liée aux activités d'injection. Advenant une baisse de cette variable, l'effet de la clinique pourrait plutôt être attribué à une diminution générale de la déviance dans le secteur²⁶. Ces variables furent créées par l'addition de plusieurs indicateurs.

1. Les débris d'injection = tampons d'alcool+embouts et enveloppes de seringues+ contenants d'eau stérile+stéricups+cuillères.
2. Les débris de rue = contenants de drogue+condoms+items transitoires.
3. Les activités déviantes = sollicitation+errance+fouiller les ordures+consommation d'alcool/droque en public+activités de squeegee.
4. Les bouteilles d'alcool.

Afin d'obtenir suffisamment d'observations dans la période témoin, les observateurs ont réalisés trois marches par semaine à raison d'une semaine sur deux par mois (33 marches). Suite à l'ouverture de la clinique, les trois marches ont eu lieu à raison d'une

Tableau 1. Variation avant et après l'implantation de la clinique NAOMI

	Avant l'ouverture de la clinique	Après l'ouverture de la clinique	Changement en pourcentage
Débris d'injection	83,88	44,77	-46,6 %
Débris de rue	14,30	13,52	-5,4 %
Activités déviantes	2,00	1,62	-19,0 %
Bouteilles d'alcool	32,61	40,11	+23,0 %

semaine par mois (93 marches). Dans cette étude, les observations sont agrégées sur une base journalière (N=126).

Variable indépendante et stratégie analytique

Premièrement, nous réalisons des analyses descriptives pour comparer le nombre moyen de débris et d'activités déviantes dans les périodes témoin et expérimentale. Deuxièmement, nous utilisons la méthodologie de la régression segmentée pour évaluer l'effet de l'ouverture de la clinique sur les variables dépendantes. Pour ce faire, quatre groupes de variables furent créés :

1. La variable « intervention » représente l'ouverture de la clinique et permet d'évaluer le changement dans la constante de la série. Il s'agit d'une variable binaire dont les unités précédant l'ouverture de la clinique reçoivent la valeur 0 et les autres, la valeur 1.
2. La variable « tendance » permet le contrôle de tout changement dans la pente de la série qui serait attribuable à d'autres facteurs. Cette variable est une série d'intégrateurs consécutifs qui débute avec la valeur 1 (la première observation débute le 2 janvier 2005) et se termine avec la valeur 126 (la série prend fin le 1^{er} janvier 2008).
3. La variable « tendance après l'intervention » permet d'estimer le changement dans la pente de la série après l'intervention dont les valeurs avant l'intervention prennent la valeur 0 et « temps – 33 » après l'intervention.
4. Trois variables dites muettes (0,1) permettent de contrôler les fluctuations saisonnières des activités déviantes et les biais relatifs à la détection des débris (catégorie de référence = hiver).

Troisièmement, nous régressons, pour la période expérimentale, les variables dépendantes sur le nombre de participants afin d'en estimer la relation dose-réponse. Les données sur les usagers proviennent des registres de la clinique NAOMI qui permettent de comptabiliser le nombre d'usagers inscrits à chaque jour. Cependant, il n'est pas possible de savoir si le participant a effectivement bénéficié d'injections supervisées à tous les jours (voir la référence 23 pour plus de détails sur l'échantillon).

La régression multiple basée sur le principe des moindres carrés risque de produire des estimés biaisés lors de l'analyse de séries chronologiques, spécialement en raison de l'autocorrélation des termes d'erreurs. Au besoin, des paramètres autorégressifs furent intégrés aux modèles de manière à obtenir des distributions de bruit blanc des termes d'erreur²⁶. Pour tous les modèles, les termes d'erreur se distribuent normalement et le postulat d'homoscédasticité est respecté. Toutes les analyses statistiques furent réalisées avec le logiciel SPSS 15.1. Un changement dans la constante ou dans la pente de la série au moment de l'intervention indique que la clinique a produit un effet sur les variables dépendantes^{26,27}.

RÉSULTATS

Suite à l'implantation de la clinique NAOMI, le nombre de débris d'injection a diminué de 46,6 %, passant de 83,88 à 44,77 en moyenne par jour (tableau 1).

Tableau 2. Résultats aux analyses de régression segmentée

	Débris d'injection		Débris de rue		Activités déviantes		Bouteilles d'alcool	
	B	ES§	B	ES	B	ES	B	ES
AR1	0,53*	0,08	0,15‡	0,09	–	–	0,36*	0,09
Intervention	-52,33*	18,35	-1,24	4,47	0,09	0,75	10,14	12,40
Tendance	3,24*	0,90	0,51†	0,21	-0,01	0,04	0,49	0,59
Temps après l'intervention	-3,97*	0,95	-0,73**	0,22	0,01	0,04	-0,61	0,62
Variables muettes pour les saisons (catégorie de référence = hiver)								
Automne	27,37†	10,91	13,86*	4,89	1,14†	0,48	9,62	7,67
Printemps	27,88*	10,41	8,07*	2,67	0,87‡	0,22	20,44	7,26*
Été	16,03	11,71	13,20*	4,55	1,42*	0,49	0,74	8,00
Constante	8,48	17,45	-1,11	3,83	1,51†	0,63	12,69	10,97
Test statistique								
Q t ₁	0,55; p=0,46		0,01; p=0,91		0,33; p=0,57		0,01; p=0,94	
Q t ₇	7,53; p=0,38		6,64; p=0,47		7,18; p=0,41		3,15; p=0,87	

* p<0,01; † p<0,05; ‡ p<0,10

§ : Erreur standard

|| : La valeur Q est calculée à l'aide du test de Box-Ljung pour l'auto-corrélation entre les résidus

Tableau 3. Résultats aux analyses de régression multiples avec le nombre de clients comme variable indépendante

	Débris d'injection		Débris de rue		Activités déviantes		Bouteilles d'alcool	
	B	ES§	B	ES	B	ES	B	ES
AR1	0,58*	6,60	–	–	–	–	0,32	3,11*
Clients	-3,31*	3,07	-0,61	2,41†	-0,10	2,17†	-1,17	1,44
Tendance	-0,45†	2,35	-0,16	4,01*	-0,001	0,19	-0,05	0,34
Variables muettes pour les saisons (catégorie de référence = hiver)								
Automne	29,32†	3,21	14,01*	5,24	0,92	1,86	9,84	1,22
Printemps	34,76*	10,53	10,85*	3,57	0,73	1,27	31,91*	3,44
Été	21,50†	2,10	16,08*	5,88	1,35*	2,62	-0,48	0,06
Constante	80,08*	5,84	17,43*	5,46	2,02*	3,36	45,90*	4,46
Test statistique								
Q t ₁	0,80; p=0,37		0,53; p=0,47		1,81; p=0,18		0,03; p=0,87	
Q t ₇	5,62; p=0,58		8,74; p=0,27		5,22; p=0,63		2,49; p=0,93	

* p<0,01; † p<0,05; ‡ p<0,10

§ : Erreur standard

|| : La valeur Q est calculée à l'aide du test de Box-Ljung pour l'auto-corrélation entre les résidus

Les débris de rue diminuent également suite à l'ouverture de la clinique, mais dans de moindres proportions. Un constat similaire s'applique aux activités déviantes. Le nombre moyen de bouteilles d'alcool augmente dans la période expérimentale comparativement à la période témoin. Finalement, les courbes suggèrent que l'effet a culminé au moment où le nombre de participants inscrits a atteint un sommet, soit 17 entre les mois de janvier et avril 2007 (figure 1).

Bien que les résultats descriptifs suggèrent que la clinique ait entraîné des effets bénéfiques, ce résultat pourrait être attribué aux fluctuations saisonnières où à une tendance à la baisse déjà présente²⁸. La clinique fut d'ailleurs implantée en juin, ce qui correspond à une période durant laquelle les activités déviantes sont généralement plus élevées par rapport aux autres périodes de l'année. Il est donc normal que le nombre d'activités observées diminue par la suite. Les analyses de régression permettent de surmonter ces biais de saisonnalité et d'historique de la série²⁶.

Les résultats démontrent que l'ouverture de la clinique s'accompagne de baisses significatives dans le niveau (B=-52,33; p<0,01) et dans la pente (B =-3,97; p<0,01) de la série associée aux débris d'injection (tableau 2). Ceci indique qu'un effet immédiat et permanent à la baisse se manifeste dès l'ouverture et que celui-ci s'accroît graduellement.

L'ouverture de la clinique est également associée à une réduction des débris de rue, comme en témoigne un coefficient de -0,73 (p<0,01) pour la tendance après l'intervention. Aucun effet n'est observé pour les activités déviantes et les bouteilles d'alcool. Des résultats similaires sont obtenus lorsque les bases logarithmiques

des variables dépendantes sont utilisées. Les résultats ne sont donc pas attribuables aux variations parfois marquées entre les observations. Finalement, les analyses utilisant les participants comme variable indépendante montrent que leur nombre est inversement lié aux débris d'injection (B=-3,31; p<0,01) et débris de rue (B=-0,61; p<0,05) (tableau 3).

Malgré la présence d'une période témoin relativement courte, l'effet de la saisonnalité n'est pas susceptible d'avoir influencé la validité de nos résultats. D'une part, la période témoin couvre le printemps, qui, au même titre que l'automne pour la période expérimentale, représentent deux variables muettes significatives. D'autre part, la constante de l'équation n'est pas significative.

INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS ET CONCLUSION

L'objectif de cette étude fut d'évaluer l'effet de l'ouverture d'une clinique de prescription médicale d'héroïne sur certains éléments de la communauté avoisinante. Suite à l'implantation de la clinique, nous observons une baisse significative des débris d'injection et des débris de rue. Les résultats suggèrent également la présence d'une relation dose-réponse : la baisse des débris semble proportionnelle au nombre de participants.

Les résultats suggèrent également que l'hypothèse de l'effet « honeypot », voulant que de nouveaux consommateurs soient attirés par la clinique^{15,16}, est peu plausible. D'ailleurs, les participants devaient satisfaire des critères spécifiques avant de pouvoir participer au programme²³. Les héroïnomanes ne pouvaient donc pas simplement se présenter et bénéficier de doses gratuites.

Figure 1. Tendances pour les débris d'injection, les débris de rue, les activités déviantes, le nombre de bouteilles d'alcool et le nombre de participants

Nos résultats sont davantage compatibles avec l'approche en réduction des méfaits²⁹ et le modèle économique-compulsif^{20,21}. En fournissant des doses gratuites quotidiennes d'héroïne aux participants et en les obligeant à s'injecter sur place, ces derniers n'ont plus à gagner autant de revenus illicites et les débris se retrouvent moins dans les rues. D'autre part, les participants consomment et consacrent, de manière générale, moins d'argent pour les opiacés illicites, ce qui devrait également avoir des répercussions positives sur l'environnement communautaire²³. L'absence d'effet positif associé aux activités déviantes serait quant à lui attribuable à la faible variance du modèle. Par ailleurs, les marches ethnographiques ne représentent pas la méthodologie idéale pour repérer ce genre d'activités qui s'avèrent difficiles à détecter lors d'observations instantanées. Une étude a néanmoins démontré que la criminalité est restée stable suite à l'instauration de NAOMI³⁰.

Malgré l'emploi du nombre de bouteilles d'alcool comme série témoin, la présente étude comporte certaines limites. Premièrement, aucune donnée ne fut colligée dans une zone témoin. Bien que cela soit peu probable, il n'est pas possible de savoir si une tendance à la baisse dans les débris d'injection ou de rue est survenue dans d'autres communautés. Les enquêtes récentes suggèrent cependant que la disponibilité et la consommation d'opiacés sont plutôt à la hausse depuis les années 1990^{1,2}. Deuxièmement, les données ne furent pas géocodées. Nous ne sommes donc pas en mesure d'identifier précisément les endroits où les baisses sont survenues et par conséquent, s'il s'agit des lieux fréquentés par les usagers d'héroïnes participant au programme. Finalement, l'effet de la

clinique est évalué uniquement sur les débris et activités déviantes. Les effets sur les résidents du secteur expérimental ne sont pas analysés.

Les futures études visant à évaluer les effets d'une telle clinique sur la communauté devraient non seulement effectuer des marches ethnographiques, mais également réaliser des sondages afin d'estimer les changements dans le sentiment de sécurité et les activités des résidents. Il est probable que la simple implantation de la clinique affecte négativement le sentiment de sécurité des citoyens même si ses effets sur l'environnement s'avèrent positifs.

RÉFÉRENCES

1. Fischer B, Rehm J, Kirst M, Casas M, Hall W, Krausz M, et coll. Heroin-assisted treatment as a response to the public health problem of opiate dependence. *Eur J Public Health* 2002;12(3):228-34.
2. Fischer B, Cruz MF, Rehm J. Illicit opioid use and its key characteristics: A select overview and evidence from a Canadian multisite cohort of illicit opioid users (OPICAN). *Can J Psychiatry* 2006;51(10):624-34.
3. National Institute on Drug Abuse. Heroin abuse and addiction. *Res Report Series* 2005;1-8.
4. Schneeberger P, Guèvremont PA. NAOMI – North American Opiate Medication Initiative, présenté dans le cadre de la Tournée des Partenaires du RISQ, avril 2007.
5. Dony EC, Brasser SM, Bigelow GE, Stitzer ML, Walsh SL. Methadone doses of 100 mg or greater are more effective than lower doses at suppressing heroin self-administration in opioid-dependent volunteers. *Addiction* 2005;100:1496-509.
6. Murray JB. Effectiveness of methadone maintenance for heroin addiction. *Psychol Rep* 1998;83:295-302.
7. Harris AH, Gospodarevskaya E, Ritter AJ. A randomized trial of the cost effectiveness of buprenorphine as an alternative to methadone maintenance treatment for heroin dependence in a primary care setting. *Pharmacoeconomics* 2005;23(1):77-91.

8. Léonard L, Ben Amar M. *Les psychotropes: pharmacologie et toxicomanie*. Montréal, QC : Les presses de l'Université de Montréal, 2002.
9. Soyka M, Zingg C, Koller G, Kuefner H. Retention rate and substance use in methadone and buprenorphine maintenance therapy and predictors of outcome: Results from a randomized study. *Int J Neuropsychopharmacology* 2008;11(5):641-53.
10. Mattick RP, Kimber J. Buprenorphine maintenance versus placebo or methadone maintenance for opioid dependence. *Cochrane Database of Systematic Reviews* 2003;2:CD002207.
11. Strain EC, Stitzer ML, Liebson IA, Bigelow GE. Buprenorphine versus methadone in the treatment of opioid-dependent cocaine users. *Psychopharmacology* 1994;116(4):401-6.
12. Dijkgraaf MGW, van der Zanden BP, de Borgie CA, Blanken P, van Ree JM, van den Brink W. Cost utility analysis of co-prescribed heroin compared with methadone maintenance treatment in heroin addicts in two randomised trials. *Br Med J* 2005;330(7503):1297-303.
13. Satel SL, Aeschbach E. The Swiss heroin trials. *J Subst Abuse Treatment* 1999;17(4):331-35.
14. Verthein U, Bonorden-Kleij K, Degkwitz P, Dilg C, Köhler WK, Passie T, et coll. Long-term effects of heroin-assisted treatment in Germany. *Addiction* 2008;103(6):960-66.
15. Symonds A, Staunton PJ, Cohen I, Jobling J, Kerr M, Meagher R, et coll. Report on the Establishment or Trial of Safe Injecting Rooms 1998. Parliament of New South Wales, NSW, Australia, 1998;1-294.
16. Dehue T. A Dutch treat: Randomized controlled experimentation and the case of heroin-maintenance in the Netherlands. *History Human Sci* 2002;15(2):75-98.
17. Bennett RR, Flavin JM. Determinants of fear of crime: The effect of cultural setting. *Justice Q* 1994;11(3):357-81.
18. Skogan WG. *Disorder and Decline: Crime and the Spiral of Decay in American Cities*. New York, NY: University of California Press, 1990.
19. Pikora T, Giles-Corti B, Bull F, Jamrozik K, Donovan R. Developing a framework for assessment of the environmental determinants of walking and cycling. *Soc Sci Med* 2003;56(8):1693-703.
20. Goldstein PJ. The drugs/violence nexus. A tripartite conceptual framework. *J Drug Issues* 1985;14:493-506.
21. Goldstein JP. Drugs and violent crime. In: Weiner NA, Wolfgang ME (Éds.), *Pathways to Criminal Violence*. Newbury Park, CA: Sage, 1989.
22. Manzoni P, Brochu S, Fischer B, Rehm J. Determinants of property crime among illicit opiate users outside of treatment across Canada. *Deviant Behavior* 2006;27:351-76.
23. Oviedo-Joekes E, Brissette S, Marsh DC, Lauzon P, Guh D, Anis A, Schechter M. Diacetylmorphine versus methadone for the treatment of opioid addiction. *N Engl J Med* 2009;361:777-86.
24. Bear MF, Connors BW, Paradiso MA. *Neurosciences : À la découverte du cerveau*, 2^e édition. Baltimore, MD : Lippincott Williams et Wilkins, 2002.
25. Lamoureux A. *Recherche et méthodologie en sciences humaines*, 3^e édition. Laval, QC : Éditions Études Vivantes, 2000.
26. Shadish WR, Cook TD, Campbell DT. *Experimental and Quasi-Experimental Designs for Generalized Causal Inference*. Boston, MA: Houghton Mifflin, 2002.
27. Wagner AK, Soumerai SB, Zhang F, Ross-Degnan D. Segmented regression analysis of interrupted time series studies in medication use research. *J Clin Pharm Ther* 2002;27:299-309.
28. Ouimet M, Fortin F. Les voies de fait au fil des jours. Dans : Cusson M, Ouimet M, Proulx J (Éds.), *Les violences criminelles*. Ste-Foy, QC : Les Presses de l'Université Laval, 1999.
29. Brisson P. L'approche de réduction des méfaits: sources, situation, pratiques. Comité permanent de lutte à la toxicomanie, Montréal, QC : Gouvernement du Québec, 1997;1-127.
30. Lasnier B, Brochu S, Boyd N, Fischer B. A heroin prescription trial: Case studies from Montreal and Vancouver on crime and disorder in the surrounding neighbourhoods. *Int J Drug Pol* 2010;21(1):28-35.

Reçu : 5 décembre 2009
 Accepté : 18 janvier 2011

ABSTRACT

Objectives: Heroin-assisted treatment clinics are currently the focus of a social debate. In spite of the clinics' effectiveness in reducing illicit opiate use, some decision-makers refuse to set them up because of their possible negative impact. These clinics could attract new drug users into the neighbourhood which could lead to an accumulation of injection debris and to a decrease in the sense of security in the community. This study assesses the impact on some elements observed in the surrounding community following the opening of the Montreal heroin-assisted treatment clinic.

Methods: Ethnographical walks were taken in order to collect data on the amount of injection debris, street debris and deviant activities. Data were then aggregated on a daily basis and our interrupted time series were analyzed using the segmented regression methodology.

Results: Results show that the opening of the clinic was followed by a significant drop in the amount of injection and street debris. This reduction appears proportional to the number of clinic participants.

Conclusion: The Montreal heroin-assisted treatment clinic did not produce any negative impact on the surrounding community. In fact, implementation of this kind of clinic was followed by a positive effect on the neighbourhood. In addition to the ethnographical walks, further studies should include surveys in order to estimate the impact of heroin-assisted treatment clinics on residents' sense of security. Even if there appears to be a positive impact, it is possible that the mere presence of these clinics negatively affects community members' sense of security.

Key words: Heroin-assisted treatment; impact; community; Montreal