



CIRANO

Allier savoir et décision

Évaluation des interventions axées sur la réinsertion sociale

WILLIAM ARBOUR
GUY LACROIX
STEEVE MARCHAND

2019RP-01
RAPPORT DE PROJET



CIRANO

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act.

Les partenaires du CIRANO

Partenaires corporatifs

Autorité des marchés financiers
Banque de développement du Canada
Banque du Canada
Banque Laurentienne
Banque Nationale du Canada
Bell Canada
BMO Groupe financier
Caisse de dépôt et placement du Québec
Canada Manuvie
Énergir
Hydro-Québec
Innovation, Sciences et Développement économique Canada
Intact Corporation Financière
Investissements PSP
Ministère de l'Économie, de la Science et de l'Innovation
Ministère des Finances du Québec
Mouvement Desjardins
Power Corporation du Canada
Rio Tinto
Ville de Montréal

Partenaires universitaires

École de technologie supérieure
École nationale d'administration publique
HEC Montréal
Institut national de la recherche scientifique
Polytechnique Montréal
Université Concordia
Université de Montréal
Université de Sherbrooke
Université du Québec
Université du Québec à Montréal
Université Laval
Université McGill

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web.

ISSN 1499-8629 (Version en ligne)

© 2019 William Arbour, Guy Lacroix, Steeve Marchand. Tous droits réservés. *All rights reserved.* Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. *Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*



MISE EN CONTEXTE¹

Ce rapport de recherche découle du devis de recherche soumis au Centre Interuniversitaire de Recherche en Analyse des Organisations (CIRANO) par le Ministère de la Sécurité publique et portant sur l'évaluation des mesures favorisant la réinsertion sociale des personnes ayant reçu une sentence dont la durée est inférieure à deux ans.

Le document fait état des résultats issus de l'analyse des bases de données administratives du Ministère de la Sécurité publique, lesquelles ont été jumelées aux bases de données des établissements de Montréal, de Québec et de Saint-Jérôme portant spécifiquement sur la participation aux mesures de réinsertion qui y sont offertes. Le rapport dresse un portrait exhaustif de la participation aux mesures et présente une analyse rigoureuse de leurs effets sur la récidive.

¹ Les auteurs sont reconnaissants à Monsieur Bernard Chéné, conseiller expert à la Direction des programmes, Direction générale des services correctionnels, pour ses nombreux conseils sans lesquels l'analyse présentée dans ce rapport n'aurait pas été possible.

SOMMAIRE EXÉCUTIF

Le mandat

Les Services correctionnels ont entrepris une démarche de révision de programmes. Les objectifs généraux du présent mandat sont les suivants : repenser les principales interventions des Services correctionnels pour mieux les adapter aux besoins des personnes qui leur sont confiées ; et revoir les processus de prestation des Services correctionnels pour les principales interventions menées auprès des clientèles des services. L'atteinte de ces objectifs « prévoit, entre autres, la réalisation d'une étude économique du modèle de réinsertion sociale appliqué au Québec. »

Le rapport

Le présent rapport fait état des résultats découlant de l'évaluation empirique des interventions effectuées auprès des personnes confiées aux Services correctionnels et visant à promouvoir leur réinsertion sociale. L'analyse s'appuie sur les données du dictionnaire DACOR (dossiers administratifs correctionnels) et les données du LS/SCMI (*Level of Service/Case Management*). Ces deux sources de données documentent de façon détaillée les caractéristiques des détenus ainsi que les informations pertinentes à leur prise en charge par les services correctionnels. Les informations portant sur la participation aux mesures de réinsertion sociale sont gérées par les établissements. Les analyses présentées dans le rapport portent spécifiquement sur les établissements de Québec, de Montréal et de Saint-Jérôme. Ces trois établissements ont gracieusement accepté de transmettre leurs données à l'équipe de recherche.

Les constats empiriques

Une analyse fine des données et de la littérature permet d'établir les constats suivants :

1. Il n'existe pas (ou très peu) d'études au Québec et au Canada portant sur l'impact des mesures offertes aux détenus sur la récidive. La littérature recèle pourtant de très nombreuses études à cet effet, mais toutes sont réalisées dans des contextes socio-économiques et juridiques qui ont peu en commun avec la situation québécoise.
2. Les données brutes montrent qu'entre 13,35% (EDQ) et 22,65% (EDM) des contrevenants participent à au moins un programme de réinsertion sociale. Le nombre de programmes auxquels les détenus participent lors d'une même détention diffère selon les établissements. Ainsi, plus de 63% des détenus de l'EDQ ne participent qu'à un seul programme, alors que plus de 60% des détenus des deux autres établissements participent à plus d'un programme.
3. Les données suggèrent également que les trois établissements desservent une population distincte. Ainsi, le type de délit, la durée de la sentence, la scolarité et la catégorie d'âge des détenus sont statistiquement différents d'un établissement à l'autre.
4. Les participants aux différentes mesures ont des taux de récidive nettement inférieurs à ceux des non-participants, et ce, dans les trois établissements. Les écarts sont

- considérables : Pour l'EDM, le taux de récidive des non-participants est d'un peu plus de 50%, mais de seulement un peu plus de 10% pour les participants, soit une différence d'environ 40 points de pourcentage. Pour les établissements de Québec et Saint-Jérôme, les taux sont similaires et de l'ordre de 35% et 6% respectivement.
5. Il existe un lien significatif entre la probabilité de récidive et le nombre d'incarcérations antérieures pour les non-participants. Ce lien est nettement plus tenu pour les participants.
 6. La probabilité de récidive a tendance à diminuer avec le nombre de programmes auxquels participe un détenu au cours d'une même incarceration.
 7. Le taux de récidive des participants de l'EDQ est nettement inférieur à celui des participants de l'EDM.
 8. Le taux de récidive tend à augmenter à mesure que les scores de chacune des composantes du LS/CMI augmentent. Par ailleurs, la progression des taux de récidive est plus faible pour les participants pour chacune des composantes. De plus, les taux de récidive des participants sont nettement inférieurs à ceux des non-participants, quelle que soit la composante considérée.

Les biais potentiels liés à la participation aux mesures

L'analyse détaillée des données issues du LS/CMI permet d'établir les constats suivants :

1. La participation aux mesures de réinsertion sociale est positivement corrélée à la lourdeur des antécédents criminels. Il en est de même pour les individus présentant de problèmes d'éducation et d'emploi. Le lien entre la participation et les autres composantes du LS/CMI est plus ambigu.
2. Les participants aux programmes ont proportionnellement davantage de cotes totales LS/CMI élevées (entre 25 et 35) que les non-participants, et moins de cotes totales faibles (entre 10 et 20). Cela suggère que les détenus qui participent aux programmes seraient de manière générale davantage à risque de récidiver s'ils ne participaient pas à un programme.
3. Les composantes du LS/CMI sont de bons prédicteurs de la participation aux mesures, même lorsque d'autres variables sont prises en compte dans une analyse multivariée. La composante la plus importante est sans contredit la cote mesurant les problèmes liés aux antécédents criminels. On trouve également des effets positifs des composantes mesurant le comportement antisocial, et les problèmes d'alcool et de drogue. Finalement, pour l'EDQ et SJE, on trouve une relation positive entre la participation et la composante mesurant les problèmes liés à la famille et au couple.
4. Les différences brutes dans les taux de récidive évoqués ci-dessus sont vraisemblablement sous-estimées puisque les données suggèrent qu'il s'opère une *sélection négative* dans la participation aux programmes.
5. Les constats qui précèdent appellent à l'utilisation des méthodes d'évaluation permettant de minimiser les biais pouvant potentiellement être induits par la *sélection négative*.

Les effets nets de la participation sur la récidive

Dans le but de minimiser les biais potentiels découlant de la *sélection négative*, les effets nets ont été estimés à l'aide de deux méthodes économétriques complémentaires : 1) *Propensity Score Matching* et 2) *Inverse Probability Weighting*. Les deux méthodes donnent des estimations très similaires, ce qui conforte la robustesse des résultats. Les estimations permettent d'affirmer ce qui suit :

1. Pour l'ensemble des participants, les mesures d'insertion ont pour effet de diminuer la récidive de 9 points de pourcentage à l'EDQ et de plus de 30% à l'EDM. Les non-participants auraient tout autant bénéficié de ces mesures. En particulier, les non-participants de l'EDQ auraient vraisemblablement eu un taux de récidive inférieur de 20 points de pourcentage s'ils avaient suivi les mesures qui y sont offertes.
2. Les effets des mesures sont nettement plus élevés pour la population ayant été évaluée à l'aide du LS/CMI. Ainsi, la participation à une mesure quelconque a pour effet de diminuer la récidive d'environ 23 points de pourcentage à SJE et à l'EDQ, et de plus de 43 points de pourcentage à l'EDM. Cela est d'autant plus remarquable que les effets sont statistiquement très significatifs. Les non-participants auraient également bénéficié de baisses tout aussi substantielles s'ils avaient pris part à l'une des mesures offertes dans leurs établissements respectifs.
3. L'évaluation désagrégée des programmes sur l'ensemble des détenus montre que ces derniers ont tous un effet négatif substantiel sur la récidive. Les effets sont particulièrement prononcés auprès des détenus de l'EDM. Ainsi, les programmes des catégories « Employabilité » et « Problématique » sont ceux qui diminuent le plus la récidive, et ce aussi bien à l'EDM qu'à SJE, bien que dans ce dernier cas les écarts soient relativement faibles.
4. Les estimations portant sur la population évaluée à l'aide du LS/CMI présentent des effets encore plus importants. Ces derniers varient entre 10,8 (SJE-problématique) et 40,8 points de pourcentage (EDM-employabilité). Il est en outre particulièrement intéressant de constater que tous les programmes manifestent une même efficacité à l'EDM dès lors que les composantes du LS/CMI sont prises en compte. Il en est de même à SJE à l'exception des programmes de la catégorie « Problématique » qui présentent un effet légèrement moindre.

TABLE DES MATIÈRES

MISE EN CONTEXTE	2
SOMMAIRE EXÉCUTIF.....	3
INTRODUCTION	7
SURVOL DE LA LITTÉRATURE.....	9
<i>Les prédicteurs de la récidive</i>	9
<i>L'évaluation des programmes d'insertion sociale</i>	13
<i>Synthèse</i>	17
LES DONNÉES.....	17
<i>Sources de données</i>	18
<i>Mesures de la récidive</i>	19
<i>Gestion des délits et des programmes</i>	20
<i>Données du LS/CMI</i>	23
<i>Statistiques descriptives</i>	23
ESTIMATIONS ET RÉSULTATS	24
<i>Comparaisons brutes de la récidive entre participants et non-participants</i>	25
<i>Analyse du biais de sélection potentiel associé à la participation</i>	30
<i>Estimations des effets de la participation sur la récidive</i>	35
<i>Estimations naïves des effets de la participation sur la récidive</i>	35
<i>Résultats de l'estimation par PSM</i>	36
<i>Résultats de l'estimation par IPW</i>	38
CONCLUSION	39
BIBLIOGRAPHIE.....	41
ANNEXE A – TABLEAUX DE RÉSULTATS	45
ANNEXE B – CONSTRUCTION DE LA BASE DE DONNÉES	60
ANNEXE C – MÉTHODOLOGIE	65
<i>Méthode d'estimation selon l'appariement par score de propension</i>	65
<i>Méthode d'estimation par la méthode dite de « Inverse Probability Weighting »</i>	69

INTRODUCTION

Au Québec, le Ministère de la Sécurité publique (MSP) est responsable de l'application de la *Loi sur le système correctionnel du Québec*, une loi qui a pour objet de favoriser la réinsertion sociale des personnes contrevenantes (MSP 2018). De plus, le ministère est responsable d'assurer la garde des personnes ayant reçu une sentence de deux ans ou moins. En vertu de la *Loi sur le système correctionnel*, des interventions axées sur la réinsertion sociale sont offertes aux personnes contrevenantes pour prévenir le risque de récidive.

En 2010, le Plan d'action gouvernemental 2010-2013 (Lalande *et al.* 2011) prévoyait déjà l'implantation d'un axe de recherche ayant pour objectif « [d'] améliorer les connaissances en matière correctionnelle et pénale et implanter les meilleurs programmes et services ». En 2016, le Rapport du Vérificateur général du Québec à l'Assemblée nationale s'est penché sur l'état des connaissances eu égard à la réinsertion sociale des populations judiciarisées. Le rapport constate que « les personnes contrevenantes n'ont pas suffisamment accès aux programmes nécessaires pour traiter leurs problèmes » et que « le MSP n'effectue pas d'évaluation de programmes ». Ainsi, puisque « les efforts du ministère pour suivre le cheminement des personnes contrevenantes [...] sont insuffisants », le ministère n'est pas en mesure de déterminer si les programmes offerts favorisent ou non la réinsertion sociale.

Le présent rapport s'inscrit dans la foulée du Plan d'action et du Rapport du Vérificateur général et propose d'étudier de façon rigoureuse l'adéquation des programmes aux besoins des populations desservies, et de mesurer leur performance eu égard à la réinsertion sociale. Pour les fins de l'analyse, et compte tenu des ressources mises à notre disposition, la réinsertion sociale sera définie relativement à la récidive. Bien que la réinsertion sociale soit de nature multidimensionnelle, la focalisation sur la récidive est justifiée pour plusieurs raisons. Tout d'abord, elle est facile à mesurer et se prête ainsi à une analyse statistique exhaustive. Par ailleurs, l'atténuation éventuelle de la récidive comporte des externalités sociales positives indéniables, mais difficiles à mesurer (moins de victimes baissent des coûts financiers liés à la réincarcération, *etc.*). Ainsi,

« La réinsertion sociale se définit comme un ensemble d'interventions, dont l'objectif est que la personne contrevenante vive de façon socialement acceptable, et ce, dans le respect des lois.

Le fait d'opter pour la réinsertion sociale ne signifie nullement qu'il n'existe pas de contrôle ou

d'encadrement des personnes contrevenantes. Le contrôle seul ne suffit pas toutefois à réduire la récidive; il doit être accompagné de programmes et de services pour aider les contrevenants à progresser. » (Plan d'action gouvernemental 2010-2013, La réinsertion sociale des personnes contrevenantes).

La présente étude a donc pour objectif de mesurer les effets nets des différents programmes de réinsertion sociale offerts à l'intérieur des établissements de détention sur le comportement des contrevenants suite à leur remise en liberté.

Des études récentes suggèrent que de tels programmes peuvent avoir des effets bénéfiques, bien que celles-ci aient été effectuées dans le contexte états-unien (Davis et al 2013, Hull et al 2000, Visher et al 2005). La littérature enseigne également que deux aspects fondamentaux doivent être pris en compte dans l'analyse des effets nets :

1. La participation aux mesures de réinsertion étant volontaire, la population des participants peut ne pas être représentative de celle des non-participants ;
2. En dépit du fait que les effets nets peuvent être positifs, l'efficacité relative des différentes mesures peut varier considérablement entre les clientèles desservies et selon les conditions locales du marché du travail (Andersen 2013).

Le premier item soulève la question bien connue du biais de sélection. C'est pourquoi notre démarche se fonde sur un devis quasi expérimental avec groupe de comparaison. La population expérimentale est formée des participants aux mesures actives et le groupe de comparaison est formé de personnes qui n'ont pas participé à ces mesures bien qu'elles y étaient admissibles. La méthodologie de recherche doit prendre en compte ce potentiel biais de sélection afin d'éviter d'attribuer des effets aux programmes qui sont en réalité dus aux caractéristiques des participants.

Le deuxième item porte sur l'étude de l'efficacité des mesures de réinsertion. L'efficacité consiste en une comparaison des différentes mesures qui tient compte à la fois de leurs effets nets et de leurs coûts relatifs (McCollister et al 2010). Ainsi, des mesures de réinsertion qui présentent des effets nets positifs peuvent ne pas être également souhaitables en raison des coûts qu'elles occasionnent relativement aux gains qu'elles engendrent. Notre analyse se limitera à comparer les effets relatifs des différents programmes. L'étude de l'efficacité est

omise en raison de la non-disponibilité d'informations sur les coûts qui sont associés aux différents programmes.

Le présent rapport est structuré de la façon suivante. Nous présentons tout d'abord un survol de la littérature s'intéressant aux prédicteurs de la récidive. Ce survol est complété par une présentation synthétique de la littérature portant sur les effets de programmes de réinsertion sociale sur la récidive. Les problèmes méthodologiques et les méthodes utilisées pour les contourner y font l'objet d'une attention particulière. Par la suite, nous présentons les bases de données qui ont été mises à contribution aux fins de l'analyse de même que les procédures de filtrage utilisées pour les opérationnaliser. Les principales caractéristiques des données sont ensuite présentées dans une section distincte. À cette occasion, nous faisons état des effets « bruts » des programmes. Enfin, la section suivante présente les effets nets des programmes. Elle est suivie d'une conclusion générale.

SURVOL DE LA LITTÉRATURE

Dans ce qui suit, nous présentons un survol de la littérature qui fait état des connaissances scientifiques actuelles eu égard aux principaux prédicteurs de la récidive et à l'évaluation de programmes. Dans les deux cas, nous privilégions la littérature récente dans les domaines de la criminologie, de l'économie et de la psychologie.

Les prédicteurs de la récidive

Les travaux de Gendreau, Little, et Goggin (1996) et de Andrews et Bonta (1994) distinguent deux types de prédicteurs : les prédicteurs statiques et les prédicteurs dynamiques. Les prédicteurs statiques ont la particularité d'être constants dans le temps ; l'âge à la première offense, le genre, la criminalité des parents, *etc.* Au contraire, les prédicteurs dits « dynamiques » évoluent dans le temps. La consommation de drogues, la personnalité, le statut social et l'état civil sont autant d'exemples de prédicteurs dynamiques. Selon Stahler *et al.* (2013), la recherche sur les prédicteurs dynamiques pourrait améliorer les politiques correctionnelles axées sur la réinsertion sociale en ce sens qu'elle permettrait de

réduire la probabilité de récidive sur une base individuelle². Une littérature abondante étudie les prédicteurs de la récidive aux États-Unis et en Europe ; au Canada, et particulièrement au Québec, peu d'études se sont attardées à valider ces prédicteurs auprès de la population judiciarisée.

Dans leur étude, Lalande *et al.* (2015) observent la cohorte de tous les contrevenants québécois de 2007-2008, ce qui correspond à 9423 dossiers uniques. Les auteurs présentent une série de statistiques descriptives portant sur les variables statiques (sexe, âge à l'admission, origine ethnique, âge au premier contact, durée de la peine, nombre d'antécédents) et dynamiques (appartenance à un groupe criminel, région administrative, *etc.*). Les auteurs définissent la récidive comme « une nouvelle condamnation pour un nouveau délit commis pendant la durée de la mesure et pendant une période d'observation de deux ans. » Selon leurs chiffres, 55% des contrevenants de cette cohorte ont été condamnés à nouveau.³ Parmi eux, plus de 20% l'ont été en l'espace d'à peine six mois.

Les hommes représentent 89% de la population considérée, et 54% d'entre eux ont reçu une nouvelle condamnation, contre 59% pour les femmes. Cette statistique se compare difficilement au reste de la littérature. Par exemple, l'article de Langan et Levin (2002), s'appuyant sur une cohorte de 272 111 individus de plusieurs prisons américaines, rapporte que 47,6% des hommes ont été recondamnés, contre 39,9% des femmes. Par ailleurs, un consensus existe dans la communauté scientifique par rapport aux différences qui régissent la récidive chez les hommes et chez les femmes (Benda 2005; Collins 2010). Ainsi Bowles et Florackis (2007) trouvent sur des données anglaises que l'espacement entre la fin de la peine et la récidive est nettement plus élevé pour les femmes que pour les hommes.

L'étude de Lalande *et al.* (2015) identifie également des différences marquantes par rapport à l'âge d'admission. En effet, les contrevenants ayant entre 18 et 24 au moment de l'admission récidivent à un taux de 64%. Ce pourcentage chute d'environ six points pour chaque tranche

² Des algorithmes de plus en plus précis permettent désormais de déterminer la probabilité de récidive d'un contrevenant en tenant compte de plusieurs prédicteurs. Voir Dressel et Farid (2018).

³ Les auteurs distinguent la « récidive » de la « reprise », puisqu'une récidive peut être commise sans que le système carcéral soit au courant (c'est-à-dire qu'un délit passe inaperçu ou n'est pas résolu). En outre, les auteurs ont recours à quatre différentes définitions de la reprise/récidive. Les résultats qui sont présentés ici se réfèrent à la définition b), une nouvelle condamnation.

subséquente de dix ans ; 43% des détenus ayant 45 ans et plus au moment de l'admission récidivent. Ce phénomène est cohérent avec la littérature scientifique (Piquero *et al.*, 2015; Olver et Wong, 2015; Huebner et Berg, 2011). De leur côté, Bowles et Florackis (2007) montrent que la probabilité d'observer une récidive diminue avec l'âge.⁴ Monnery (2015) conclut également qu'un individu âgé de 30 ans au moment de la libération est moins susceptible de récidiver qu'un individu âgé de 20 ans et présentant les mêmes caractéristiques.

Il importe de souligner que l'étude de Lalande *et al.* (2015) distingue la population allochtone de la population autochtone. Ainsi, alors que 54% des allochtones ont reçu une nouvelle condamnation, ce pourcentage s'élève à 67% chez les autochtones.⁵ Les disparités ethniques sont mises en relief dans la majorité des études, notamment aux États-Unis (Jung, Spjeldnes, et Yamatani (2010), et McGovern, Demuth, et Jacoby (2009)).

La plupart des études soulignent l'importance de l'âge à la première offense comme déterminant important de la récidive. À ce propos, Lalande *et al.* (2015) calculent que 68% des contrevenants ayant commis leur première offense à 18 ans ont éventuellement récidivé, bien que ce taux décroît avec l'âge. Ainsi, lorsque la première offense est commise après l'âge de 45 ans, seulement 26% des détenus ont récidivé. Le nombre d'antécédents est intimement lié au taux de récidive (Holland, Pointon, et Ross (2007), Kurlychek, Brame, et Bushway (2007)). Les données américaines utilisées par Holland, Pointon, et Ross (2007) montrent qu'environ 20% des détenus qui en étaient à leur premier délit ont récidivé par la suite. À l'opposé, plus des deux tiers des multirécidivistes (plus de six incarcérations antérieures) ont récidivé de nouveau au cours de la même période.

Les études concluent généralement à l'existence d'un certain lien entre la durée de la peine et la probabilité de récidive. En effet, dans leur méta-analyse regroupant 50 études (336 052 contrevenants), Gendreau, Goggin, et Cullen (1999) estiment que le temps passé en prison est légèrement corrélé avec la récidive. Plus récemment, Mears *et al.* (2016) trouvent que plus

⁴ Les auteurs notent également que la relation entre l'âge et le délai avant une récidive n'est pas linéaire (l'effet marginal de vieillir d'une année n'est pas constant). Pour corriger le problème, les auteurs ont recours à des variables catégoriques, où l'âge est séparé en tranches.

⁵ Notons ici que seulement environ 3% de l'échantillon est autochtone ; la différence peut ne pas être statistiquement significative.

le temps passé en établissement perdure, plus la probabilité de récidive est grande pendant la première année suivant la sortie. L'effet diminue durant la deuxième année et s'estompe jusqu'à devenir nul éventuellement. Les données utilisées par Lalande *et al.* (2015) montrent plutôt l'inverse : les individus ayant purgé une peine inférieure à six mois ont connu un taux de récidive de 56% alors que ce taux n'était que de 47% pour ceux ayant eu une sentence de plus de six mois.

D'autres études se sont intéressées à la relation entre le type de peine et la récidive. Jolliffe et Hedderman (2015) utilisent le *propensity score matching* pour comparer les contrevenants en établissement et ceux ayant purgé leur peine dans la communauté. Leurs données anglaises montrent que 51,1% des contrevenants en établissement ont connu une récidive alors que seulement 44,5% de ceux qui ont purgé leur peine dans la communauté en ont fait tout autant.

L'étude de Lalande *et al.* (2015) s'intéresse également à l'effet de l'appartenance à un groupe criminel sur la récidive. Les résultats ne sont pas sans équivoque : dépendamment du type de groupe (crime organisé, gangs de rue, motards et autres), le taux de récidive est plus ou moins élevé que pour les individus n'appartenant à aucun groupe. Encore une fois, cette statistique ne tient pas compte de variables omises pouvant expliquer à la fois l'appartenance à un groupe criminel et la récidive. En utilisant une approche similaire au PSM (le *coarsened exact matching*), Dooley, Seals, et Skarbek (2014) calculent une probabilité de récidive plus élevée de six points de pourcentage pour les individus appartenant à un groupe criminalisé.

La population judiciarisée dans la présente étude correspond à des types de crimes bien précis. Lalande *et al.* (2015) distinguent six catégories d'infractions :

Nature de l'infraction	Taux de récidive (%)
Infractions contre la personne	60
Infractions contre la propriété	60
Infractions aux règles de la circulation	23
Infractions aux lois fédérales (stupéfiants et drogues) autres qu'au Code criminel	48
Infractions aux lois québécoises et aux règlements municipaux	36
Autres infractions au Code criminel et contre l'État	66

Dans la littérature, les chercheurs insistent sur l'importance de distinguer les types de crimes commis. Ainsi, Stahler *et al.* (2013) distinguent les crimes violents et ceux impliquant la drogue des autres types de crimes. De la même manière, Schnepel (2018) concentre son analyse sur le crime le plus grave commis par un même individu et utilise la catégorisation suivante : crimes liés à la drogue, crimes contre la propriété et crimes violents.

Finalement, notons que certains prédicteurs ne sont pas analysés dans l'étude de Lalande *et al.* (2015) ; c'est le cas notamment de l'éducation et de l'état civil, entre autres. Il existe malgré tout une littérature abondante concernant l'effet des programmes éducatifs correctionnels (Jancic, 1998). Toutefois, les études portant sur la scolarité même des détenus sont peu nombreuses en raison de la faible disponibilité de telles données. Ainsi, Monnery (2015) ne distingue aucun effet entre ceux ayant un diplôme d'études secondaires et les autres. Andersen, Andersen, et Skov (2015) s'intéressent plus spécifiquement au statut matrimonial et utilisent le PSM pour comparer l'incidence de la récidive des individus mariés et des célibataires. Ils étudient également l'effet d'avoir un partenaire criminalisé. Les auteurs affirment que le mariage diminue de 2% la probabilité de récidive, alors qu'un homme marié à une femme judiciarisée verra sa probabilité de récidive augmenter de 11%.

L'évaluation des programmes d'insertion sociale

La participation aux programmes étant volontaire, et non le fruit du hasard, il est important de tenir compte de l'*endogénéité* de la participation sur la récidive. En effet, il est plausible de considérer que les personnes contrevenantes qui sont les plus motivées à ne pas récidiver sont également les plus enclines à participer aux programmes offerts (Brosens *et al.*, 2016).

Malheureusement, peu d'études tiennent explicitement compte d'une telle endogénéité, ou biais de sélection. Cette omission peut engendrer une surestimation ou une sous-estimation des effets des programmes (Wilson, Gallagher, et MacKenzie, 2000; Northcutt Bohmert et Duwe, 2012). Avant de survoler les articles scientifiques qui traitent de l'évaluation de programmes en établissement, il convient de présenter de façon formelle ce que l'on entend par biais de sélection et les problèmes que cela engendre.

Supposons que la *récidive* de l'individu i puisse s'expliquer par un modèle linéaire du type

$$Récidive_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_i + \alpha_3 Participation_i + \alpha_4 Z_i + \mu_i$$

où $Récidive_i = 1$ ou 0 selon que l'individu i récidive ou non, X_i est un vecteur de caractéristiques individuelles (*c.-à-d.* âge, éducation, *etc.*), $Participation_i$ prend la valeur 1 si l'individu participe à un programme quelconque et 0 sinon, et où μ_i est un terme d'erreur. Finalement, Z_i contient également des variables individuelles déterminantes de la récidive, mais inobservables dans les bases de données.

L'absence d'informations sur Z_i conduit à l'estimation du modèle suivant :

$$Récidive_i = \alpha_1 + \alpha_2 X_i + \alpha_3 Participation_i + \epsilon_i$$

Les variables omises seront absorbées dans le terme d'erreur, c'est-à-dire $\epsilon_i = \alpha_4 Z_i + \mu_i$. Or, une condition nécessaire à l'estimation non biaisée des paramètres de cette équation est l'absence de corrélation entre la participation au programme, $Participation_i$, et le terme d'erreur, ϵ_i . Cette condition ne sera pas respectée s'il existe une corrélation entre X_i et Z_i , du moment que $\alpha_4 \neq 0$, ce qui est probable. Par exemple, certains traits de personnalité criminogènes (Z_i) difficilement mesurables pourraient être corrélés aux variables individuelles (X_i) et pourraient expliquer qu'un individu décide de participer ou non à un programme.⁶

Malheureusement, peu d'études au Québec ont cherché à quantifier l'impact des interventions en établissement sur l'incidence de la récidive. L'une d'entre elles (Plourde *et*

⁶ D'autres exemples de variables inobservables sont la motivation, l'habileté ou ressentir le besoin de travailler (Hopper, 2013).

al. (2015)) propose d'étudier les effets du programme d'intervention en toxicomanie dispensé à l'Établissement de détention de Québec (EDQ). Sur la base de deux entrevues, les auteurs comparent 152 participants à ce programme (taux d'attrition de 6% puis de 21% à chacune des années) avec 140 contrevenants de l'Établissement de détention de Trois-Rivières (taux d'attrition de 7% puis de 33%⁷, respectivement) où un tel programme n'est pas offert. Pour circonscrire le problème d'endogénéité, les auteurs soulignent que les participants des deux groupes présentent des profils similaires, notamment eu égard à la dépendance à l'alcool.⁸ Parmi les principaux résultats de l'enquête, notons que les participants ayant reçu le traitement ont vécu moins de détresse psychologique que ceux du groupe contrôle. Toutefois, cette étude ne fait pas état de la récurrence des individus. Malheureusement, aucune autre recherche portant sur les effets des interventions axées sur la réinsertion sociale au Québec n'a été effectuée à notre connaissance.

Bien que la culture carcérale au Canada se distingue à plusieurs égards (voir Marie Webster et Doob, 2015), il est tout de même instructif de survoler la littérature portant sur la mesure des effets des programmes de réinsertion sociale en dépit du fait que les études scientifiques proviennent presque exclusivement d'un environnement très différent du nôtre. Le but premier de cet exercice est d'illustrer l'importance de traiter convenablement les problèmes de biais de sélection à l'aide de méthodologies appropriées.

Une importante partie des études porte spécifiquement sur les programmes destinés aux délinquants sexuels (Haggård *et al.*, 2017). Ainsi, McGrath *et al.* (2003) ont étudié 195 délinquants sexuels qui purgeaient une peine de quatre ans ou plus dans l'état du Vermont. Parmi eux, 56 ont reçu l'intervention, 49 ont commencé le programme sans le terminer, et 90 n'ont pas participé. Les auteurs soulignent que les facteurs de risque étaient les mêmes pour les trois groupes sur la foi de plusieurs indicateurs (RRASOR et STATIC-99, Hanson et Thornton 2000). Au cours des six années qui ont suivi la fin de la participation, les données montrent un taux de récurrence de 5,4% parmi les contrevenants qui ont participé à l'intervention, et plus de 30,3% parmi ceux qui ont abandonné en cours de traitement ou qui

⁷ 121 participants ont terminé l'étude au sein du groupe expérimental, alors que 95 détenus ont fait partie du groupe témoin, et ce, du début jusqu'à la fin de l'expérience.

⁸ De tels taux d'attrition peuvent engendrer des biais d'estimation importants en dépit du fait que les caractéristiques *observables* des participants sont semblables.

ne l'ont pas reçu.⁹ Cette étude, à l'instar de celle de Plourde *et al.* (2015), ne tient pas compte explicitement des biais qui pourraient être reliés à la participation. La taille de l'échantillon est trop faible pour permettre d'apporter une correction statistique crédible.

L'étude de Grady, Edwards, et Pettus-Davis (2017) fait appel à des techniques statistiques modernes d'analyse des programmes. Ainsi, les auteurs appariant 256 détenus ayant participé au programme SOAR (*Sex Offender Accountability and Rehabilitation*) à 256 détenus qui n'y ont pas participé. L'appariement est effectué à l'aide de l'approche dite du *propensity score matching*, une méthode qui sera décrite en détail dans les sections suivantes. Les auteurs s'intéressent à l'incidence de la récidive (définie comme une réincarcération) sur une période variant entre quatre et quatorze ans. Les données montrent que le programme n'a pas d'effet sur les crimes violents ou de nature sexuelle. En revanche, elles établissent que les participants ont un taux de récidive plus faible eu égard aux crimes non violents ainsi qu'un espacement plus conséquent entre deux récidives. Duwe et Goldman (2009) recourent à une méthodologie semblable pour étudier un programme similaire auquel ont participé plus de 1020 contrevenants au Minnesota. Ils obtiennent des résultats semblables à ceux de Grady, Edwards, et Pettus-Davis (2017).

Plusieurs études se sont attardées à quantifier l'effet des programmes éducatifs en établissement sur la récidive (Winterfield *et al.* 2009), bien que peu d'entre elles tiennent compte explicitement des biais de sélection potentiels (Brazzell *et al.* 2009). Plus récemment, Kim et Clark (2013) ont comparé 340 contrevenants new-yorkais qui ont reçu un diplôme postsecondaire durant leur incarcération et 340 contrevenants avec un profil semblable à l'exception de la scolarité. La comparaison est effectuée sur la base d'un appariement obtenu par la méthode du PSM. Les résultats montrent que le taux de récidive (nouvelle incarcération sur trois ans) des détenus ayant complété un cursus scolaire diminuait de 7,7%. Finalement, les résultats montrent que l'omission de la prise en compte des biais de sélection a pour effet de doubler l'effet de la participation.

Gifford *et al.* (2014) ont évalué les effets du programme DTC (*Drug Treatment Court*) auprès de 747 détenus de la Caroline du Nord. Les auteurs ont cherché à mesurer l'effet de ce

⁹ La récidive est définie, dans cet article, comme une nouvelle accusation ayant un lien avec un crime de nature sexuelle.

programme visant à combattre la toxicomanie sur les taux de récidive (nouvelle arrestation). L'estimation se fonde encore une fois sur la méthode du PSM. Les chercheurs trouvent que les participants qui ont complété le programme avec succès voient leur probabilité de récidiver diminuer de plus de onze points de pourcentage, quel que soit le type de crime considéré.

Enfin, de nombreux établissements américains offrent depuis 1979 le *Prison Industry Enhancement Certification Program* (PIECP), un programme visant à imiter les conditions de travail à l'extérieur des murs de l'établissement. Ce programme vise à outiller les participants de façon à favoriser leur insertion sur le marché du travail au moment de leur remise en liberté (PIECP, 2011). L'étude de Hopper (2013) utilise des données provenant de l'Indiana et du Tennessee ainsi qu'une régression logistique à deux étapes pour corriger les biais de sélection potentiels. Les résultats indiquent que les participants aux programmes connaissaient des taux de récidive (nouvelle incarcération sur trois ans) inférieurs d'environ 7%. Toutefois, d'autres travaux rapportent des résultats divergents (Bushway, 2003). Ainsi, l'étude de Baeza et Grau (2017) ne trouve aucun effet associé à un programme similaire offert dans les établissements du Chili une fois le biais de sélection pris en compte.

Synthèse

Ce bref survol de la littérature a mis en évidence l'importance de prendre en compte le problème de sélection à défaut de quoi la mesure des effets des programmes risque d'être sérieusement biaisée. Les études qui en tiennent compte ont généralement trouvé des effets positifs associés à divers programmes voués à combattre la toxicomanie. Par ailleurs, les programmes d'éducation et le travail en établissement donnent des résultats intéressants. Le survol a également mis en exergue le fait que la définition de la récidive ne fait pas consensus dans la littérature. Celle-ci correspond parfois à la commission d'un crime identique au précédent, parfois elle correspond à toute nouvelle condamnation. Dans tous les cas, la durée de la période utilisée pour définir la récidive varie beaucoup.

LES DONNÉES

Dans cette section, nous présentons les données qui ont été utilisées dans les analyses. Nous détaillerons les hypothèses qui ont été faites ainsi que le regroupement des délits et des

programmes. Après avoir détaillé la gestion de la base de données ainsi que les méthodes utilisées pour la construire, nous présentons une série de statistiques descriptives sur la population en établissement. Entre autres, nous explorons les différences entre les populations participantes et non participantes ainsi que les différences dans les caractéristiques des populations entre les établissements de détention.

Sources de données

Les données dont nous disposons aux fins de l'analyse ont été fournies par le Ministère de la Sécurité publique. Elles sont constituées du dictionnaire DACOR (dossiers administratifs correctionnels) et les données du LS/CMI (*Level of Service/Case Management*). Les données portant sur la participation aux mesures de réinsertion sont gérées par les établissements. Au moment d'entreprendre les analyses statistiques, les établissements de Québec, de Montréal et de Saint-Jérôme avaient gracieusement accepté de consentir un accès à leurs fichiers de gestion. Le tableau ci-après présente succinctement les informations contenues dans chacun de ces fichiers. Ceux-ci disposent d'un même identifiant unique permettant d'identifier chaque détenu. Cet identifiant est utilisé pour fusionner les fichiers et recréer l'historique de chaque détenu. La fusion génère ainsi un fichier non cylindré, lequel contient l'information détaillée sur chacune des incarcérations d'un même détenu (ou de l'incarcération unique le cas échéant). Ainsi, pour chacune d'entre elles les dates d'entrée et sortie, les caractéristiques individuelles, les scores contenus dans le LS/CMI (le cas échéant) et la participation aux programmes sont colligés de façon homogène pour chacun des trois établissements. Les détails de la fusion des fichiers apparaissent à l'Annexe B.

Dictionnaire	Données	Période couverte	Description
DACOR	Sentences globales	2006-04-01 au 2017-03-31	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 198 866 observations ▪ Informations sur chaque sentence qui a été prononcée sur la période couverte. ▪ 95 662 dossiers uniques
	Admissions	2006-04-01 au 2017-03-31	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 460 928 observations ▪ Informations sur chaque entrée et sortie en centre de détention ▪ 166 636 dossiers uniques
	Municipalités		<ul style="list-style-type: none"> ▪ Contient le nom de chaque municipalité québécoise ainsi que la région correspondante
LS/CMI		2008-03-10 au 2015-10-20	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 61 324 observations ▪ Évaluations psychométriques des contrevenants ayant une sentence de plus de six mois ▪ 51 512 dossiers uniques
Programmes	Québec	2010-11-22 au 2016-03-31	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 1422 dossiers uniques ▪ 20 programmes uniques
	Montréal	2007-06-01 au 2012-01-23	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 3778 dossiers uniques ▪ 127 programmes uniques
	St-Jérôme	2011-08-01 au 2015-12-01	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 2476 dossiers uniques ▪ 72 programmes uniques

Mesures de la récidive

Tel que mentionné précédemment, il n'existe pas de consensus eu égard à ce que constitue une récidive. Dans cette étude, nous nous inspirons des travaux de Lalande *et al.* (2015) et nous considérons que toute nouvelle sentence constitue une récidive, que celle-ci soit purgée en milieu ouvert ou fermé, à l'exception des délits suivants :

- CC0145 : Omission de se conformer à un engagement;
- CC0733 : Défaut de se conformer à une ordonnance de probation;
- CC0734 : Emprisonnement pour un défaut de paiement;
- CC0742 : Manquement à une ordonnance de sursis.

Ces délits ne correspondent pas à une nouvelle sentence puisqu'ils sont liés à une sentence précédemment purgée. Ainsi, les évènements qui correspondent à ces délits sont omis de l'analyse.

La dimension temporelle de la récidive s'inspire également de Lalande *et al.* (2015), tout en la rendant plus flexible. En effet, pour des fins de comparaisons avec la littérature scientifique évoquée précédemment, nous considérons plusieurs fenêtres : 1 an, 2 ans, 3 ans et 5 ans. Ces périodes sont calculées à partir de la date de fin de la mesure, soit la date de fin de la sentence. Notons que le nombre d'observations pouvant être utilisées dans l'analyse diminue mécaniquement avec la largeur de la fenêtre. Par exemple, la récidive définie sur un an exige de supprimer les observations pour lesquelles l'ex-détenu est observé moins d'un an à la suite de son incarcération (sauf s'il récidive sur cette période). Pour la récidive sur cinq ans, on doit plutôt supprimer toutes les observations pour lesquelles l'ex-détenu est observé moins de cinq ans à la suite de son incarcération (sauf s'il récidive sur cette période). Nous utilisons donc également, et pour l'essentiel de l'analyse, une mesure que nous nommons « récidive globale ». Cette dernière mesure simplement la récidive sans limiter la durée de la période d'observation et ne supprime aucune observation. Elle s'intéresse à toute récidive observée sur une période quelconque suivant la fin de la mesure. Des analyses de robustesse ont été effectuées afin d'étudier la sensibilité des estimations au choix d'une fenêtre particulière.¹⁰

Gestion des délits et des programmes

Conformément à la pratique au Ministère de la Sécurité publique, les délits ont été regroupés en sept catégories selon la sous-classe à laquelle ils appartiennent. La catégorisation est la suivante :

¹⁰ Ces analyses ne sont pas présentées par souci de concision mais sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

Type de délit	Sous-classes du Code criminel
Autre infraction	00100; 03000 à 04200; 12400
Infraction contre la personne	00200 à 00400; 00700
Infraction sexuelle	00500
Infraction contre la propriété	00800 à 01500
Autre infraction au Code criminel	01600 à 02200
Infraction relative à la circulation	02300 à 02700
Infraction relative aux stupéfiants	02800 à 02900

Les méthodes d'estimation requièrent un nombre minimal d'observations pour permettre l'atteinte d'une certaine précision statistique. Comme l'offre de programmes est fort diversifiée au sein de chaque établissement, nous les avons regroupés en huit catégories :¹¹

- Clientèle spécifique (programmes spécialisés pour la population inuite, les délinquants sexuels, *etc.*)
- Développement de soi
- Employabilité
- Éducation
- Problématiques
- Loisirs
- Santé mentale
- Divers

Le détail de cette catégorisation est présenté dans le tableau ci-après. Il importe de noter que le regroupement tient compte de l'offre des programmes dans les établissements de Québec, Montréal et Saint-Jérôme en vigueur au cours de la période couverte par l'étude. D'autres programmes ont pu être offerts avant ou après cette période.

¹¹ Les catégories « Santé mentale » et « Clientèle spécifique » ont été regroupées dans la catégorie « Divers » en raison du faible nombre de participants dans chacune d'elles.

Groupe	EDQ	EDM	SJE
Clientèle spécifique	Programme Percé	Gérer ses frustrations (prévenus), Compétences parentales (prévenus), Art thérapie	Inuit School, Inuit Art Class, Intégration inuite, Healing workshops, Toxicomanie (inuits)
Développement de soi	Deuil, Unisson, Victime ou responsable, Compétences parentales, Parcours, Tremplin, Prévention du suicide, Portefolio	Communication efficace, Se comprendre pour avancer, Qi-Gong, Dressage, Préparation à la sortie, Compétences parentales, Projet de vie, Vivre en interaction, Parcours, Atelier de plan d'action	Gestion du stress, Gestion de la colère, Communication, Motivation, Estime de soi, Connaissance et estime de soi, Prévention du suicide, Paternité, Les schémas relationnels, Responsabilisation, Deuil, Communication et connaissance de soi, Résolutions de problèmes, Préparation à la sortie et savoir-vivre, Spiritualité, Gestion de la violence, Gestion du stress et relaxation, Habilités personnelles et sociales, Ennéagramme, Contrôle et manipulation, L'homme et son environnement, Conduite-vie, Communication efficace, Relation familiale, Paternité et compétences parentales, Compétences parentales, L'argent, Savoir-vivre, Nos peurs, Prévention du suicide et deuil, L'ego, Manipulation, Règles de vie, La liberté : c'est quoi?, Silence et dénigrement, Communication et l'homme et son environnement, Gestion des émotions, L'altruisme, Du conflit à l'harmonie
Employabilité	Samis	Construction, Signalisation, Chariot élévateur, Travailleurs, Pose de système intérieur, Méthodologie, Projet de recherche, Méthode dynamique de recherche d'emploi, Curriculum Vitae, Briquetage	Buanderie, Clé en mains, Santé et sécurité sur les chantiers de construction, Signaleur, ASP construction
Éducation	NA	Anglais, Entrée en formation, Mathématiques, Français, Test de classement, Information scolaire, Francisation, Orientation, Études, Informatique	Informatique, FADA, ISP, Formation en intégration sociale, Je prépare ma sortie
Problématiques	Toxicomanie, Contrecoup, Entrée Libre, Comportements violents, Autres dépendances, Dépendance affective, Prémices	Info-Toxico, Gérer ses frustrations, Toxicomanie (film)	Toxicomanie, Violence, Dépendance affective, Sensibilisation aux dépendances, Violence conjugale, Paix, Conscientisation aux dépendances, Agressivité, Violence et responsabilisation, Dépendance affective et toxicomanie, Dépendance, Zoothérapie
Loisirs	NA	Poterie, Musique, Bibliothèque, Souverains Anonymes, Art thérapie, Musicothérapie	Arts, Musique, Arts plastiques
Santé mentale	NA	Zoothérapie	NA
Divers	NA	Atelier budget, Accueil, Rendez-vous du mois, Méritas, Rencontre	Autres (non précisés)

Données du LS/CMI

L'inventaire du niveau de risque et de gestion des cas (LS/CMI) est un outil conçu pour aider les professionnels à intervenir auprès de délinquant(e)s dans les organisations liées au système de justice, d'expertise médico-légale, de correction de prévention, *etc.*

L'évaluateur(trice) attribue au détenu une cote de risque pour chacune des huit composantes suivantes :

- Antécédents criminels (0 à 8)
- Aptitude ou orientation procriminelle (0 à 4)
- Comportement antisocial (0 à 4)
- Problème d'alcool ou de drogue (0 à 8)
- Éducation ou emploi (0 à 9)
- Famille et couple (0 à 4)
- Loisirs et activités récréatives (0 à 2)
- Fréquentations (0 à 4)

Une cote plus élevée correspond à un facteur de risque plus important. Entre 32% et 44% des détenus ont été évalués par le LS/CMI selon l'établissement. Les données auxquelles nous avons accès comprennent la cote attribuée par l'évaluateur à chacune de ces composantes, à l'exception des composantes « Loisirs et activités récréatives » et « Fréquentations ».

Statistiques descriptives

Le Tableau 1 de l'annexe A présente les statistiques descriptives séparément pour les établissements de Montréal (EDM), de Québec (EDQ) et de Saint-Jérôme (SJE). Entre 13,35% (EDQ) et 22,65% (EDM) des contrevenants participent à au moins un programme de réinsertion sociale. Le nombre de programmes auxquels les détenus participent lors d'une même détention diffère entre les établissements. Pour l'EDQ, 63% des détenus ne participent qu'à un seul programme, alors que plus de 60% des détenus des deux autres établissements participent à plus d'un programme. La ventilation du type de programme suivi varie considérablement entre les établissements. Il en va de même pour le type de délit justifiant une détention. Par ailleurs, entre 58,6% (EDQ) et 66,14% (EDM) des détenus en

sont à une première incarcération observable dans les données.¹² La durée moyenne de la sentence varie entre 171 jours (EDM) et 238 jours (EDQ).

L'âge et le niveau de scolarité varient relativement peu alors que la région de résidence varie considérablement d'un établissement à l'autre, comme on doit s'y attendre. La proportion des détenus évalués aux fins du LS/CMI varie entre 31,96% (EDM) et 44,38% (EDQ). Finalement, la proportion de détenus d'origine autochtone est de seulement 1,24% à l'EDQ et de 1% à l'EDM, alors qu'elle est de plus de 12,95% à SJE, conformément à sa vocation. Par ailleurs, étant donné que les détenus d'origine inuite ont accès à des programmes de réinsertion spécifiques, ils feront l'objet d'un traitement particulier dans ce qui suit.

Le Tableau 2 de la même annexe présente des statistiques de Pearson portant sur l'égalité de la distribution de trois variables catégoriques entre les trois établissements, soit le type de délit, la durée de la sentence et la catégorie d'âge. Les résultats des tests suggèrent que chaque établissement dessert une population distincte puisque l'hypothèse nulle d'égalité est rejetée pour chacune des trois variables. En somme, ces statistiques soulignent l'importance d'effectuer une analyse différenciée par établissement.

ESTIMATIONS ET RÉSULTATS

La présentation des effets de la participation aux programmes de réinsertion sur la récidive suit une démarche progressive. Dans un premier temps, nous comparons les différences brutes dans les taux de récidive entre participants et non-participants. Ces différences ne prennent pas en compte les effets que peut induire l'hétérogénéité des caractéristiques observables entre les deux groupes. Par la suite, une analyse fine des données permet de conclure que la participation aux programmes est vraisemblablement contaminée par un biais de sélection. Nous présentons alors de nouvelles estimations des effets de la participation à des programmes découlant de la méthode de « Propensity Score Matching » (PSM). Cette méthode, sous certaines conditions, permet d'éliminer de tels biais. Enfin, nous présentons dans un troisième temps les résultats découlant de la méthode dite de l'« Inverse Probability Weighting » (IPW). Cette méthode permet de mesurer l'effet différencié de différents

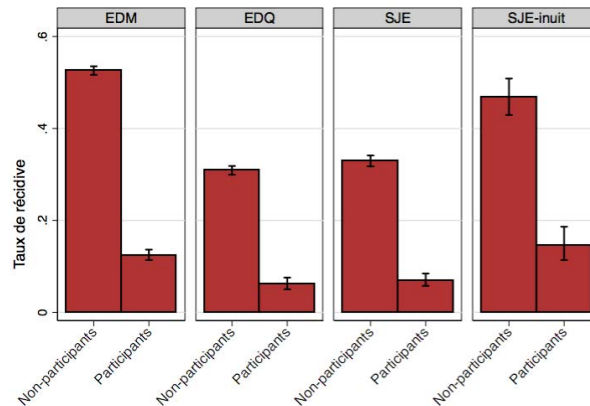
¹² Notons qu'une « observation » réfère ici non pas à un détenu, mais à un épisode de détention d'un détenu particulier. Ainsi, tout récidiviste sera observé plus d'une fois.

programmes offerts dans un même établissement sur la récidive tout en corrigeant les biais de sélection potentiels.

Comparaisons brutes de la récidive entre participants et non-participants

La Figure 1 présente les taux de récidive globale par établissement. Comme mentionné plus haut, la récidive globale est définie comme la survenue de toute nouvelle condamnation, indépendamment de la durée depuis la fin de la mesure. Les taux sont présentés séparément par statut de participation et pour chaque centre de détention. Notons que les détenus d'origine inuite de l'établissement de Saint-Jérôme sont traités séparément afin de prendre en compte les particularités des programmes auxquels ils ont accès. Les taux de participation sont estimés très précisément en raison de la taille des échantillons comme en font foi les intervalles de confiance très étroits. Les participants ont des taux de récidive nettement inférieurs à ceux des non-participants, et ce, dans les trois établissements.¹³ Les écarts sont considérables : par exemple, pour l'EDM, le taux passe d'un peu plus de 50% pour les non-participants à un peu plus de 10% pour les participants, soit une différence d'environ 40 points de pourcentage.

Figure 1 - Taux de récidive (globale) par statut de participation, par établissement

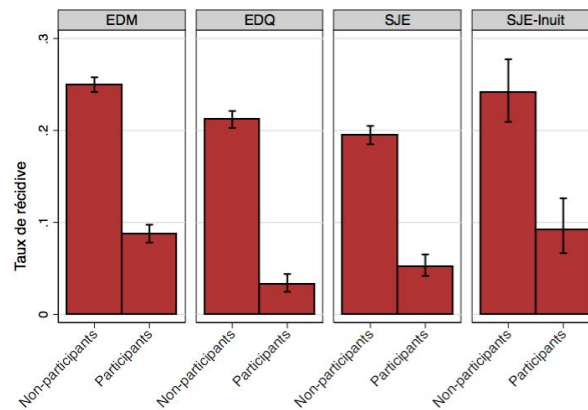


La définition de la récidive globale présente certaines lacunes. En effet, la probabilité d'observer une récidive est intimement liée à la durée écoulée depuis la fin de la mesure. Il

¹³ Le fait que les intervalles de confiance pour les participants et les non-participants ne se chevauchent pas est une condition suffisante (mais non nécessaire) pour affirmer que la différence entre les deux est statistiquement significative au seuil de confiance utilisé pour calculer les intervalles (95%).

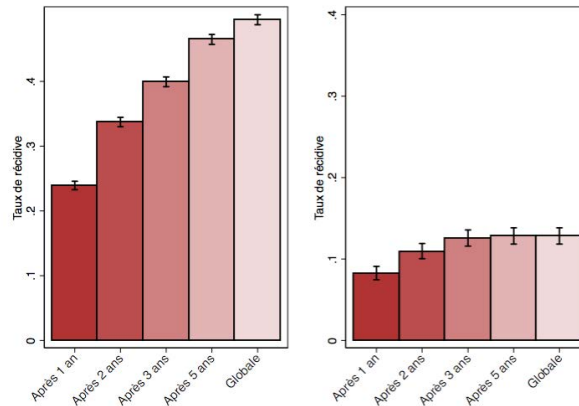
importe d'analyser le lien entre les taux de récidive et la période au cours de laquelle celles-ci sont définies. La Figure 2 est identique à la Figure 1, mais se focalise sur les récidives observées dans l'année suivant la libération. Les durées inférieures à une année sont omises de l'analyse pour éviter de biaiser les estimations. Les taux de récidive mesurés ainsi sont donc forcément plus faibles que ceux de la Figure 1. Nous constatons toutefois que les différences entre les participants et les non-participants demeurent importantes et statistiquement très significatives.

Figure 2 - Taux de récidive dans l'année suivant la fin de la mesure, par statut de participation, par centre de détention



Afin d'explorer davantage l'impact éventuel de la définition de la récidive, la Figure 3 présente les taux de récidive définis selon différentes périodes de temps. Ainsi, les taux sont calculés uniquement à partir des observations pour lesquelles au moins un, deux, trois et cinq ans, respectivement, se sont écoulés depuis la fin de la sentence. Utiliser une période plus longue donne nécessairement lieu à davantage de récidives, mais a comme inconvénient de compter moins d'observations. Cet arbitrage entre durée et taille d'échantillon doit être pris en compte dans l'estimation des effets des programmes sur la récidive. La figure présente aussi la récidive globale, pour laquelle aucune contrainte de temps n'est imposée et aucune observation n'est omise de l'analyse.

Figure 3 - Taux de récidive selon le nombre d'années après la fin de la mesure, par statut de participation

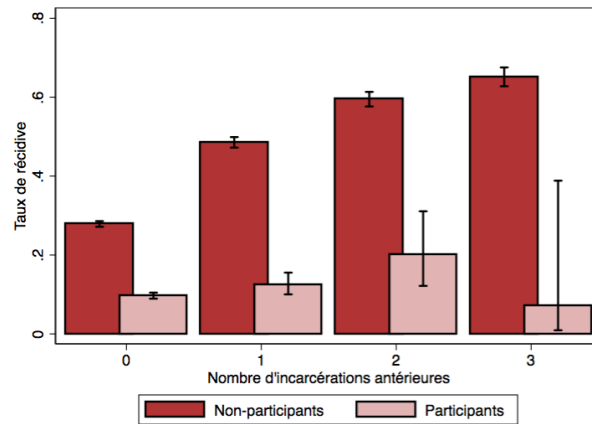


Encore une fois, on constate que les taux de récidive sont significativement plus faibles pour les participants, quelle que soit la définition utilisée. Par ailleurs, le taux de récidive globale ne semble pas particulièrement problématique puisqu'il est semblable au taux défini sur une période 5 ans aussi bien pour les participants que les non-participants. Dans ce qui suit, nous focalisons l'analyse sur la récidive globale afin de maximiser le nombre d'observations pouvant être utilisées et ainsi assurer un minimum de précision dans les estimateurs des effets des programmes.

La Figure 4 présente les variations dans la probabilité de récidive selon le nombre d'incarcérations antérieures.¹⁴ On constate une augmentation significative et importante de la probabilité de récidive avec le nombre d'incarcérations antérieures pour les non-participants. La relation est plus ambiguë pour les participants étant donné le nombre d'observations plus faible. On peut tout de même faire deux constats importants : (1) la différence dans la probabilité de récidive entre les participants et les non-participants est significative peu importe le nombre d'incarcérations antérieures et (2) cette différence est plus importante pour les individus ayant au moins une incarcération antérieure.

¹⁴ Les données administratives souffrent toutes de problèmes de « censure à gauche ». Ainsi, il est fort probable que certains détenus aient été incarcérés au moins une fois avant le début de la période couverte dans notre analyse. Ce problème est évidemment plus marqué pour les détenus plus âgés.

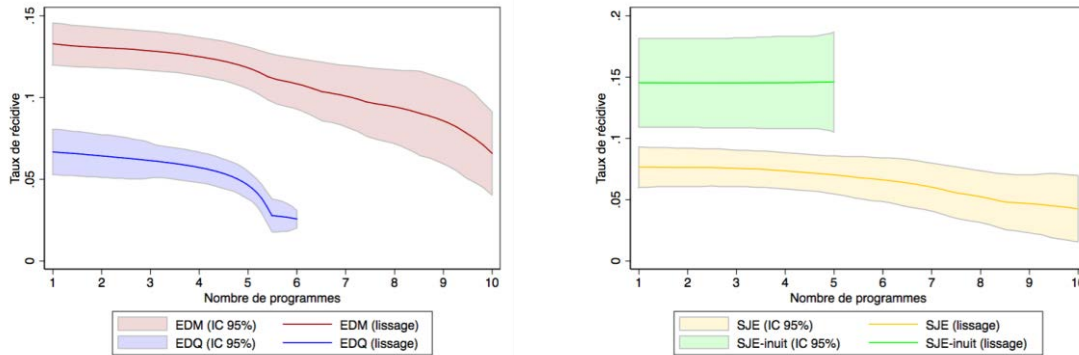
Figure 4 - Taux de récidive (globale) selon le nombre d'incarcérations pour les participants et les non-participants.



La Figure 5 présente la relation entre le nombre de programmes auxquels ont participé les détenus au cours de leur dernière sentence et la probabilité de récidive. La relation est estimée uniquement à partir des détenus ayant participé à au moins un programme. L'estimation est basée sur des régressions linéaires locales (non paramétriques) afin de lisser la probabilité prédite, vu le faible nombre d'observations pour certaines valeurs associées au nombre de programmes.¹⁵ Les surfaces de confiance tiennent compte du nombre d'observations utilisées à chaque point des graphiques. Les figures suggèrent une relation négative, particulièrement pour l'EDM et l'EDQ. Ainsi, parmi les participants aux mesures, la probabilité de récidive a tendance à diminuer avec le nombre de programmes. On constate par ailleurs que le taux de récidive de l'EDQ est nettement inférieur à celui de l'EDM.

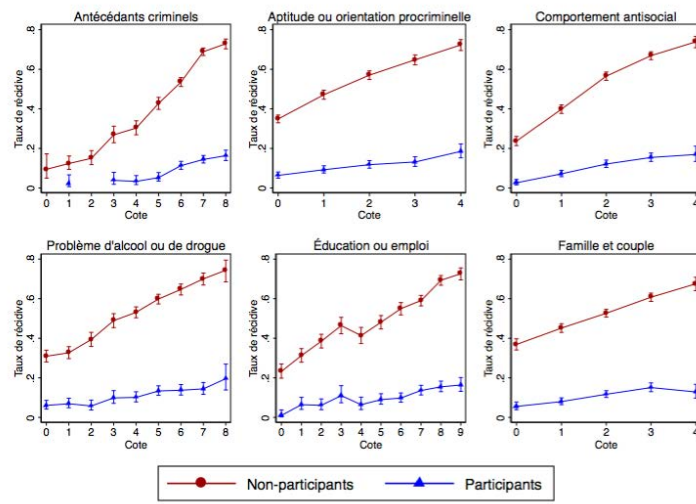
¹⁵ Cette approche estime la probabilité prédite pour chaque valeur du nombre de programmes en utilisant non seulement les observations à cette valeur, mais aussi celles légèrement plus faibles et celles légèrement plus élevées. Cela a comme effet de lisser la relation prédite et d'utiliser un nombre d'observations plus élevé à chaque point pour obtenir une plus grande précision.

Figure 5 – Régressions linéaires locales du taux de récidive selon le nombre de programmes auxquels l'individu a participé, par établissement



Finalement, la Figure 6 se concentre sur les détenus ayant été évalués à l'aide du LS/CMI. Les taux de récidive y sont présentés en relation aux cotes de chacune des six composantes disponibles dans les données. Sans surprise, on observe que le taux de récidive tend à augmenter à mesure que chacune des composantes du LS/CMI augmente. La figure permet d'établir deux constats importants : (1) La progression des taux de récidive est plus faible pour les participants pour chacune des composantes; (2) Les taux de récidives des participants sont nettement inférieurs à ceux des non-participants, quelle que soit la cote de la composante considérée.

Figure 6 - Taux de récidive (globale) selon les cotes des différentes composantes du LS/CMI par statut de participation

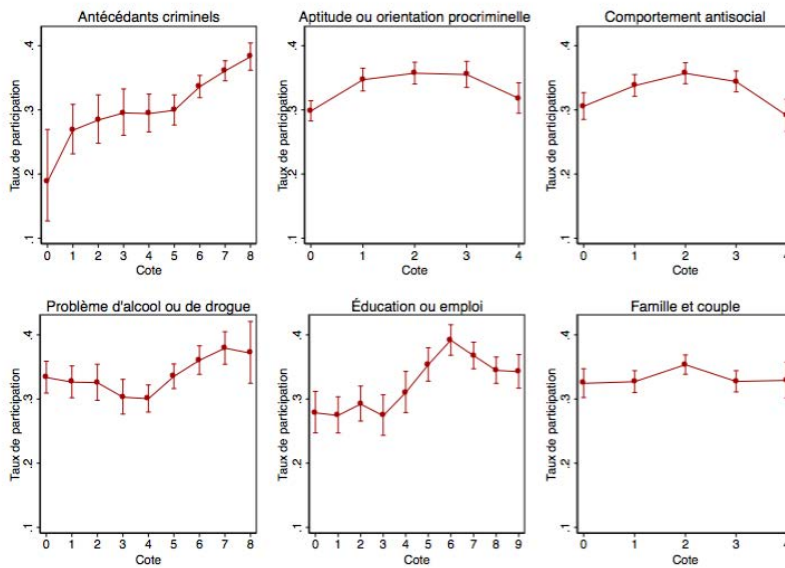


Analyse du biais de sélection potentiel associé à la participation

Les différences brutes présentées dans la section précédente sont parfois qualifiées d'estimations « naïves » des effets de traitements étant donné qu'elles ne prennent pas en compte le fait que les participants peuvent différer des non-participants, et que ces différences peuvent influencer la récidive. En effet, si les détenus qui sont choisis ou qui acceptent de participer aux programmes sont les moins à risque de récidiver, même en l'absence de participation, il se peut alors que les écarts dans les taux de récidive peuvent s'expliquer simplement par ces facteurs et non par la participation aux programmes en tant que telle. Du moins, une partie des écarts pourrait être attribuable aux caractéristiques qui varient systématiquement selon le statut de participation. Deux types de biais sont susceptibles de se produire. Le premier, le *biais de sélection positif*, survient lorsque les participants ont des attributs qui sont défavorables à la récidive, indépendamment de la participation. Les résultats bruts surestimeront alors (en valeur absolue) l'effet de la participation. Le second, le *biais de sélection négatif*, survient lorsque les participants sont les plus à risque de récidive en l'absence d'une participation à un programme quelconque. Les résultats bruts sous-estimeront alors les effets des programmes.

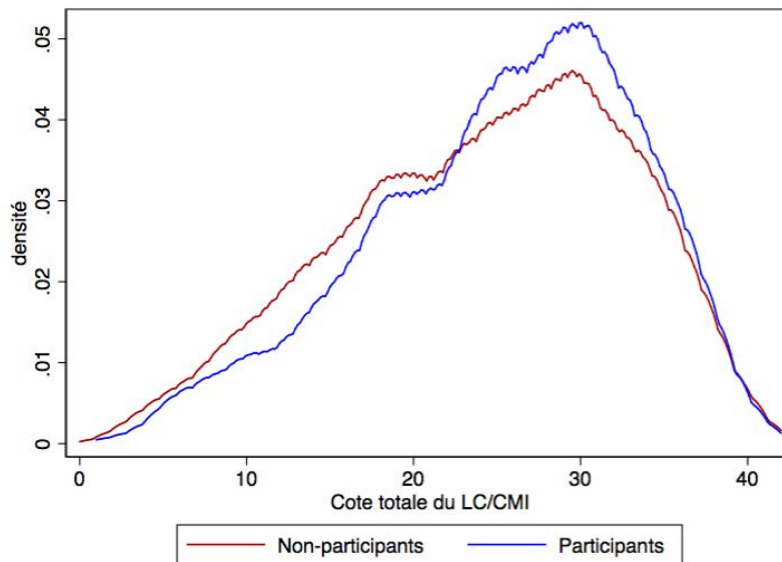
La première étape pour prendre en compte ce problème est d'analyser les différences entre les participants et les non-participants du point de vue de certaines caractéristiques pouvant être liées à la récidive. Les cotes du LS/CMI constituent un choix naturel tout indiqué. La Figure 6 ci-dessus a montré que, indépendamment de la participation aux programmes, une cote plus élevée à une composante quelconque est associée à un taux de récidive plus élevé. La Figure 7 ci-après présente les taux de participation à au moins un programme en fonction de la cote obtenue pour chacune des composantes du LS/CMI disponibles dans les bases de données. La relation la plus claire concerne la composante mesurant les risques liés aux antécédents criminels : les détenus les plus à risque participent davantage aux programmes. On constate aussi une relation positive entre la participation et la cote de la composante mesurant les risques liés aux problèmes d'éducation et d'emploi. Le lien entre la participation et les autres composantes est plus ambigu, mais il est raisonnable de conclure qu'aucune des composantes n'est négativement liée à la participation (*c.-à-d.* une tendance à choisir les individus les moins à risque).

Figure 7 - Taux de participation à au moins un programme selon les cotes des différentes composantes du LS/CMI.



La Figure 8 synthétise les distributions des cotes individuelles totales (somme de toutes les composantes) du LS/CMI selon le statut de participation.¹⁶ On constate un résultat important : les participants aux programmes ont proportionnellement davantage de cotes totales élevées (entre 25 et 35) que les non-participants, et moins de cotes totales faibles (entre 10 et 20). Cela suggère que les détenus qui participent aux programmes seraient de manière générale plus à risque de récidiver s'ils ne participaient pas à un programme. Les différences brutes évoquées précédemment ne sont vraisemblablement pas exagérées puisque les données sont compatibles avec une *sélection* négative dans les programmes. Notons toutefois que seulement entre 32% et 45% (selon l'établissement) des détenus ont été évalués par le LS/CMI.

Figure 8 – Densité non paramétrique de la cote totale du LS/CMI selon le statut de participation

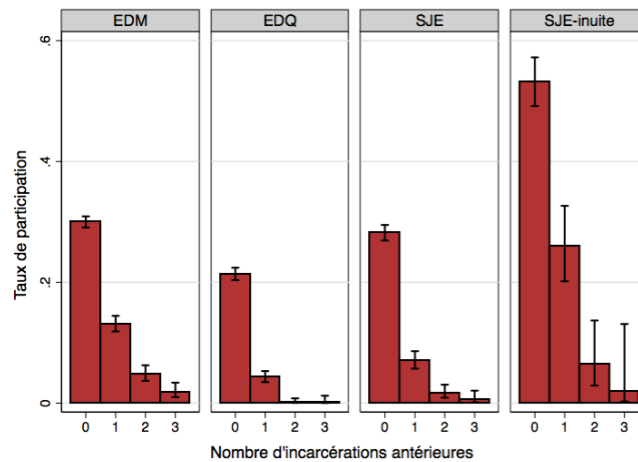


Une autre variable significativement reliée à la probabilité de récidive est le nombre d'incarcérations antérieures (voir Figure 4). Nous présentons donc dans la Figure 9 les taux

¹⁶ La figure est conceptuellement équivalente à un histogramme. La procédure « non paramétrique » est semblable à celle utilisée dans les régressions linéaires locales présentées plus haut. Ainsi, l'estimation non paramétrique de la densité utilise, pour chaque valeur du LS/CMI, des observations à gauche et à droite de celle-ci de façon à avoir un nombre suffisant d'observations pour pouvoir calculer une moyenne. Cette procédure permet de « lisser » les histogrammes des participants et des non-participants. Il est alors beaucoup plus facile de comparer leurs distributions respectives.

de participation selon le nombre d'incarcérations observables dans les données. On constate que les détenus ayant au moins une incarceration antérieure sont relativement peu susceptibles de participer aux programmes, et ce, quel que soit l'établissement considéré. Cela peut potentiellement engendrer un biais de *sélection positif* et donc inverse à celui relié aux composantes du LS/CMI.

Figure 9 – Taux de participation à au moins un programme selon le nombre d'incarcérations antérieures, par centre de détention.



Afin d'analyser plus rigoureusement les différences entre les participants et les non-participants, les Tableaux 3 à 5 de l'annexe A comparent les caractéristiques entre ces deux groupes pour les établissements de Québec, de Montréal et de Saint-Jérôme (incluant les détenus inuits), respectivement. Dans chacun des cas, les deux premières colonnes rapportent les moyennes des caractéristiques des participants et des non-participants, respectivement, alors que la troisième colonne présente une statistique de test portant sur leur différence.¹⁷ Pour les variables catégoriques, les tableaux présentent également un test de Chi2 de Pearson de l'égalité des distributions. Les trois tableaux concluent à des différences significatives dans la plupart des caractéristiques. Cela est vrai notamment pour les types de délits, la durée moyenne des sentences et les taux de récidive.

Les différences observationnelles selon le statut de participation, de même que l'apparente sélectivité dans les programmes, font en sorte que les comparaisons brutes des taux de

¹⁷ On utilise une statistique t de Student pour les différences de moyennes et une statistique z pour les différences de proportions.

récidives des participants et des non-participants sont vraisemblablement biaisées. Il importe donc de recourir à des méthodes qui permettent de corriger ces biais potentiels. Les méthodes les plus usitées sont fondées sur un rapprochement statistique entre participants et non-participants selon la probabilité objective qu'un détenu participe à un programme, quel que soit son statut observé. Ces probabilités sont estimées sur la base des caractéristiques observables des détenus et font également intervenir les cotes obtenues au LS/CMI lorsque celles-ci sont disponibles.

Le Tableau 6 de l'Annexe A présente les effets marginaux découlant d'une estimation de la participation à (au moins) un programme quelconque à l'aide d'un modèle logistique.¹⁸ Comparativement aux différences de moyennes et de proportions, cette estimation a l'avantage de mesurer simultanément les contributions nettes de chaque variable. Les tableaux montrent des effets significatifs pour plusieurs caractéristiques, particulièrement pour la durée de la sentence (effet positif sur la participation) et pour le nombre d'incarcérations antérieures (effet négatif sur la participation). Le Tableau 7 présente les mêmes estimations, mais se focalise sur les détenus ayant été évalués à l'aide du LS/CMI.¹⁹ Les composantes de celui-ci sont ajoutées aux caractéristiques individuelles comme déterminants de la participation. Le tableau montre que la composante la plus importante est sans contredit la cote mesurant les problèmes liés aux antécédents criminels (relation positive avec la participation). On trouve également des effets positifs pour les composantes mesurant le comportement antisocial et les problèmes d'alcool et de drogue. Finalement, pour l'EDQ et SJE, on trouve une relation positive entre la participation et la composante mesurant les problèmes liés à la famille et au couple.

Ce que les Tableaux 6 et 7 nous enseignent, c'est que la participation aux programmes de réinsertion est statistiquement reliée aux caractéristiques individuelles de même qu'aux facteurs de risque *ex ante* tels qu'exprimés par les cotes obtenues à l'évaluation par le LS/CMI. La participation n'est donc pas aléatoire et il importe de corriger les effets des

¹⁸ Cette estimation sera utilisée pour estimer les effets nets et sans biais des effets des programmes sur la récidive à la prochaine section.

¹⁹ Les détenus évalués à l'aide du LS/CMI ont une durée de sentence moyenne de 260 jours, soit 120 de plus que la durée moyenne de la sentence des détenus qui ne sont pas évalués.

programmes pour éviter de leur attribuer des effets sur la récidive qui sont plutôt le fait des caractéristiques observables différenciées entre les participants et les non-participants.

Estimations des effets de la participation sur la récidive

Tout comme précédemment, nous présentons les effets de la participation aux mesures sur la récidive de façon progressive. Ainsi, les Tableaux 8-11 utilisent une régression logistique dont la variable « A participé » capte l'effet de la participation à un programme quelconque sur la récidive tout en prenant en compte les caractéristiques observables des détenus. Il s'agit d'une estimation relativement « naïve » puisque la participation est considérée comme entièrement exogène. Même sous l'hypothèse d'exogénéité, on peut montrer que si les caractéristiques des participants et des non-participants sont très différentes (ce que semblent indiquer les Tableaux 6 et 7), les paramètres estimés par ces régressions risquent d'être biaisés. Ces estimations ne sont pas sans intérêt pour autant puisqu'elles permettent de « redresser » au moins partiellement les estimations découlant de simples comparaisons de moyennes évoquées plus haut.²⁰

Estimations naïves des effets de la participation sur la récidive

Le Tableau 8 de l'annexe A présente les effets marginaux moyens de la participation sur la récidive des détenus qui en sont à leur première incarcération observable dans les données. La participation a un effet négatif et statistiquement significatif dans chacun des établissements. L'amplitude varie toutefois d'un établissement à l'autre. Ainsi, l'effet moyen est de 5,7 points de pourcentage à l'EDQ et de plus de 24,1 à l'EDM. Le nombre de programmes auxquels ont participé les détenus semble également avoir un impact négatif sur la récidive, bien que relativement modeste. Le Tableau 9 présente la même estimation, mais à partir des individus qui en sont à leur deuxième incarcération. Les effets estimés sont encore plus importants et concluent à une diminution de la probabilité de récidive qui varie entre 28,7 (SJE) et 43,9 (EDM) points de pourcentage.²¹ Rappelons que la récidive augmente fortement avec le nombre d'incarcérations antérieures chez les non-participants (Figure 4),

²⁰ Les estimations risquent d'être contaminées par deux biais : 1) la participation n'est pas exogène ; 2) les caractéristiques des détenus varient de façon importante selon le statut de participation.

²¹ La participation aux programmes lors d'une deuxième incarcération est trop peu fréquente pour l'inclure dans les analyses de régression.

ce qui peut expliquer pourquoi les programmes semblent avoir davantage d'impact. Il convient aussi de rappeler que la participation est relativement faible pour les individus ayant au moins une incarcération antérieure.

Les tableaux 9 et 10 reprennent les mêmes estimations, mais se focalisent sur les individus qui ont été évalués à l'aide du LS/CMI. Les régressions incorporent les cotes aux différentes composantes parmi les variables explicatives. Ces estimations prennent donc indirectement en compte le fait que les individus qui participent à un programme ont tendance à être considérés comme étant plus à risque de récidive. Ainsi, les paramètres associés aux variables « Antécédents criminels », « Problèmes d'alcool », « Éducation ou emploi » et « Aptitudes procriminelles » ont des effets positifs sur la récidive. Cela peut expliquer pourquoi les effets de la participation sont encore plus importants. Eu égard à la première incarcération (Tableau 10), la participation aux mesures diminue la probabilité de récidive entre 16 (SJE) et 28,3 (EDM) points de pourcentage. Parmi la population inuite, l'effet est de plus de 31,8 points de pourcentage. Pour les détenus qui en sont à leur deuxième sentence, les effets sont encore plus impressionnants : ils varient entre 38,0 (SJE) et 55,8 (EDQ) points de pourcentage.²²

Résultats de l'estimation par PSM

Une manière plus rigoureuse de tenir compte des différences entre participants et non-participants est de recourir à l'estimation par appariement selon le score de propension (*propensity score matching*). L'approche du PSM est relativement simple et procède de la façon suivante.²³ La probabilité prédite de participation de chaque détenu est estimée à l'aide d'un modèle logistique. Cette probabilité est dénommée « score » dans ce qui suit. Les estimations présentées aux Tableaux 7 et 8, selon le cas, sont utilisées à cette fin. Chaque détenu ayant participé à un programme est comparé à un *contre-factuel*, c'est-à-dire à un ou plusieurs détenus qui n'ont pas participé à un programme et dont les scores de propension sont similaires au sien. On restreint cette comparaison au *domaine commun* entre les deux groupes, c'est-à-dire aux participants et non-participants dont la probabilité prédite est

²² La population inuite de SJE est trop peu nombreuse à avoir une deuxième sentence pour permettre une analyse statistique distincte.

²³ Les aspects méthodologiques du PSM sont présentés à l'Annexe C

définie sur un même intervalle (« common support »). Ainsi, les détenus pour lesquels on ne peut trouver de contre-factuel acceptable sont retirés de l'échantillon. À l'inverse, les non-participants qui ne sont associés à aucun participant sont également omis de l'échantillon. Le PSM permet d'estimer un effet de la participation sur la récidive pour chaque individu. On peut ensuite agréger ces effets en trois estimateurs :²⁴

- le **ATT** (*average treatment on the treated*) : L'effet moyen de la participation sur les détenus ayant participé aux programmes,
- le **ATU** (*average treatment on the untreated*) : L'effet moyen de la participation sur les détenus n'ayant pas participé aux programmes s'ils avaient participé,
- le **ATE** (*average treatment effect*) : L'effet moyen de la participation sur les détenus.

Le Tableau 13 de l'annexe A présente tout d'abord l'estimation de ces trois effets sans utiliser les composantes du LS/CMI. L'estimation de l'effet moyen de la participation sur la diminution de probabilité de récidive des participants (ATT) varie entre 9% (EDQ) et 30% (EDM). L'estimation de cet effet pour les individus ne participant pas au programme est relativement similaire, sauf pour l'EDQ dont l'effet passe à 20%. Cela suggère que, pour cet établissement, les non-participants pourraient en moyenne bénéficier significativement des programmes. De façon équivalente, la sélection des participants à l'EDQ semble être moins reliée au risque de récidive que dans les autres établissements, du moins selon ces résultats.

Le Tableau 14 présente les mêmes estimations, mais pour les individus ayant été évalués à l'aide du LS/CMI et en incluant les composantes dans le modèle d'appariement. Les effets estimés ici sont plus importants. Cela est cohérent avec le fait que les individus jugés plus à risque de récidiver selon les composantes du LS/CMI participent davantage aux programmes. Les estimations qui ignorent l'information contenue dans le LS/CMI sous-estiment (en valeur absolue) l'effet des programmes. Pour les participants, on estime un ATT entre 23,4% (EDQ) et 43,3% (EDM) sur la probabilité de récidive. L'effet estimé sur les non-participants est encore plus important pour l'EDQ et pour les détenus inuits de SJE (31,5% et 45,3% respectivement).

²⁴ Les hypothèses devant être satisfaites pour obtenir des estimateurs non biaisés ne sont pas les mêmes pour les trois effets. L'ATT est le moins contraignant. En revanche, le ATE exige une hypothèse importante additionnelle. Enfin, l'égalité des estimateurs ATT et ATE surviennent si toutes les hypothèses sont satisfaites.

Comme mentionné plus haut, l'estimation par PSM permet d'estimer un effet de la participation sur chaque individu. On peut donc analyser la distribution estimée de ces effets. Les Figures 6 à 8 présentent les distributions des effets des programmes sur la probabilité de récidive selon le score de propension et selon le statut de participation. Notons qu'un effet fortement négatif s'interprète comme une baisse importante de la récidive. Le seul établissement pour lequel la relation est très claire est l'EDQ : les détenus de cet établissement qui ont une probabilité de participation supérieure ont tendance à bénéficier moins fortement des programmes. Les résultats suggèrent de plus que certains individus ne participant pas à un programme, et ayant une probabilité très faible de participation, pourraient pourtant être affectés très fortement par les programmes.

Résultats de l'estimation par IPW

Une approche alternative au PSM est l'estimation par *inverse probability weighting* (IPW). Le principe de cette approche est de comparer la récidive chez les participants et les non-participants en pondérant chaque observation par l'inverse du score de propension.²⁵

L'estimateur IPW peut être utilisé pour procéder aux mêmes estimations que celles du PSM. La comparaison des résultats obtenus par ces deux méthodes nous permet d'étudier leur robustesse. Les résultats portant sur les ATT et les ATE des Tableaux 14 et 15 doivent être comparés à ceux des Tableaux 12 et 13. On constate que les effets sont toujours significatifs et d'un ordre de grandeur comparable, bien que dans certains cas inférieurs à ceux estimés par PSM. Notons par ailleurs que cette méthode a de mauvaises propriétés dans de petits échantillons puisqu'il est probable dans ce cas que des individus aient une probabilité très faible de participer.²⁶ C'est pourquoi les résultats portant sur les détenus inuits de SJE ne sont pas présentés.

Le deuxième et principal avantage de l'approche par IPW est de permettre d'estimer les effets différenciés des programmes tout en tenant compte de l'endogénéité du choix de programme. Le Tableau 16 de l'Annexe A présente cette décomposition dont l'estimation est

²⁵ Les scores utilisés par cet estimateur sont les mêmes que ceux du PSM. Cette méthode est expliquée en détail à l'annexe C.

²⁶ Dans ce cas, le poids accordé à ces observations est disproportionné et peut conduire à des biais d'estimation importants.

effectuée à partir de l'ensemble des détenus. Les scores de propension sont estimés à l'aide d'un modèle logit multinomial.²⁷ Les résultats suggèrent que tous les programmes parviennent à diminuer la récidive. Les effets sont particulièrement prononcés auprès des détenus de l'EDM. Les résultats non significatifs pour certains programmes à SJE peuvent vraisemblablement s'expliquer par le faible nombre de participants. Par ailleurs, les écarts entre les effets associés aux divers programmes mesurent leur efficacité relative. Ainsi, les programmes des catégories « Employabilité » et « Problématique » sont ceux qui diminuent le plus la récidive, et ce aussi bien à l'EDM qu'à SJE, bien que dans ce dernier cas les écarts soient relativement faibles.

Le Tableau 17 présente les mêmes estimateurs, mais dérivés à partir de la population de détenus ayant été évalués à l'aide du LS/CMI et en ajoutant ses composantes à l'estimation du modèle logit multinomial. Encore une fois, les effets sont nettement plus importants une fois pris en compte les indicateurs portant sur les risques de récidives. Cela renforce à nouveau l'idée que la participation aux divers programmes n'est pas aléatoire, mais résulte d'une sélection basée sur des critères objectifs et mesurables. Les effets sont tous statistiquement significatifs et importants. Ils varient entre 10,8% (SJE-problématique) et 40,8% (EDM-employabilité). Il est en outre particulièrement intéressant de constater que tous les programmes manifestent une même efficacité à l'EDM dès lors que les composantes du LS/CMI sont prises en compte. Il en est de même à SJE à l'exception des programmes de la catégorie « Problématique » qui présentent un effet légèrement moindre.

CONCLUSION

Ce rapport découle du devis de recherche soumis au Centre Interuniversitaire de Recherche en Analyse des Organisations (CIRANO) par le Ministère de la Sécurité publique et portant sur l'évaluation des mesures favorisant la réinsertion sociale des personnes ayant reçu une sentence dont la durée est inférieure à deux ans.

L'accès privilégié aux banques de données du Ministère et leur fusion avec celles des établissements de Montréal, Québec et Saint-Jérôme permettent de jeter un éclairage

²⁷ Les résultats ne sont pas présentés par souci de concision. Notons par ailleurs que les résultats portant sur les détenus inuits de SJE ne sont pas présentés en raison d'un trop faible nombre d'observations.

rigoureux et inédit sur l'efficacité des interventions effectuées auprès des détenus de ces établissements.

Le but premier de ces interventions est de favoriser une réinsertion sociale qui minimise les risques de récidive. Force est de constater que ces mesures diminuent considérablement la récidive. Par ailleurs, les résultats présentés dans cette étude sont cohérents avec ceux que l'on retrouve dans la littérature anglo-saxonne. Toutefois, les effets des programmes offerts dans les établissements du Québec leur sont nettement supérieurs. La nature des interventions et le contexte dans lequel elles sont implantées expliquent peut-être ces résultats. Il n'en demeure pas moins que sur la base des données disponibles, et se fondant sur des techniques statistiques de pointe, on ne peut qu'être encouragé par de tels résultats.

BIBLIOGRAPHIE

- Abadie, Alberto, et Guido W. Imbens. 2006. « Large sample properties of matching estimators for average treatment effects ». *Econometrica* 74 (1): 235-67.
- Andersen, Signe Hald, Lars Højsgaard Andersen, et Peer Ebbesen Skov. 2015. « Effect of marriage and spousal criminality on recidivism ». *Journal of Marriage and Family* 77 (2): 496-509.
- Andrews, Donald Arthur, et James Bonta. 1994. *The psychology of criminal conduct*. Routledge.
- Angrist, Joshua D., et Jörn-Steffen Pischke. 2008. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Arseneault, Catherine, Chantal Plourde, et Marc Alain. 2016. « Evaluating a Prison-Based Intervention Program: Approaches and Challenges ». *The Canadian Journal of Program Evaluation* 31 (1). <https://doi.org/10.3138/cjpe.307>.
- Baeza, Francisca Gómez, et Nicolás Grau. 2017. « The Impact of Prison Labor Programs on Recidivism: The Case of Chile ». <https://doi.org/10.13140/rg.2.2.22272.64001>.
- Becker, Sascha O., et Andrea Ichino. 2002. « Estimation of average treatment effects based on propensity scores ». *The stata journal* 2 (4): 358-77.
- Benda, Brent B. 2005. « Gender Differences in Life-Course Theory of Recidivism: A Survival Analysis ». *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology* 49 (3): 325-42. <https://doi.org/10.1177/0306624X04271194>.
- Bowles, Roger Arthur, et Chrisostomos Florackis. 2007. « Duration of the Time to Reconviction: Evidence from UK Prisoner Discharge Data ». *Journal of Criminal Justice* 35 (4): 365-78. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2007.05.002>.
- Brazzell, Diana, Anna Crayton, Debbie A. Mukamal, Amy L. Solomon, et Nicole Lindahl. 2009. « From the Classroom to the Community: Exploring the Role of Education during Incarceration and Reentry. » *Urban Institute (NJ1)*.
- Brosens, Dorien, Liesbeth De Donder, Sarah Dury, et Dominique Verté. 2016. « Participation in Prison Activities: An Analysis of the Determinants of Participation ». *European Journal on Criminal Policy and Research* 22 (4): 669-87. <https://doi.org/10.1007/s10610-015-9294-6>.
- Bushway, Shawn. 2003. « Reentry and prison work programs ». *Urban Institute Reentry Roundtable, New York University, May 21*.
- Cameron, A. Colin, et Pravin K. Trivedi. 2005. *Microeconomics: methods and applications*. Cambridge university press.
- . 2013. *Regression analysis of count data*. Vol. 53. Cambridge university press.
- Collins, Rachael E. 2010. « The Effect of Gender on Violent and Nonviolent Recidivism: A Meta-Analysis ». *Journal of Criminal Justice* 38 (4): 675-84. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2010.04.041>.

- Dooley, Brendan D., Alan Seals, et David Skarbek. 2014. « The Effect of Prison Gang Membership on Recidivism ». *Journal of Criminal Justice* 42 (3): 267-75. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2014.01.002>.
- Dressel, Julia, et Hany Farid. 2018. « The Accuracy, Fairness, and Limits of Predicting Recidivism ». *Science Advances* 4 (1): eao5580. <https://doi.org/10.1126/sciadv.aao5580>.
- Duwe, Grant, et Robin A. Goldman. 2009. « The Impact of Prison-Based Treatment on Sex Offender Recidivism: Evidence From Minnesota ». *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment* 21 (3): 279-307. <https://doi.org/10.1177/1079063209338490>.
- Gendreau, Paul, Claire Goggin, et Francis T Cullen. 1999. *The Effects of Prison Sentences on Recidivism, 1999-3*. Ottawa, Canada: Solicitor General.
- Gendreau, Paul, Tracy Little, et Claire Goggin. 1996. « A meta-analysis of the predictors of adult offender recidivism: What works! » *Criminology* 34 (4): 575-608.
- Gifford, Elizabeth J, Lindsey M Eldred, Sabrina A McCutchan, et Frank A Sloan. 2014. « The Effects of Participation Level on Recidivism: A Study of Drug Treatment Courts Using Propensity Score Matching ». *Substance Abuse Treatment, Prevention, and Policy* 9 (1): 40. <https://doi.org/10.1186/1747-597X-9-40>.
- Grady, Melissa D., Daniel Edwards, et Carrie Pettus-Davis. 2017. « A Longitudinal Outcome Evaluation of a Prison-Based Sex Offender Treatment Program ». *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment* 29 (3): 239-66. <https://doi.org/10.1177/1079063215585731>.
- Greene, William H. 2000. « Econometric analysis (International edition) ».
- Haggård, Ulrika, Ingrid Freij, Maria Danielsson, Diana Wenander, et Niklas Långström. 2017. « Effectiveness of the IDAP Treatment Program for Male Perpetrators of Intimate Partner Violence: A Controlled Study of Criminal Recidivism ». *Journal of Interpersonal Violence* 32 (7): 1027-43. <https://doi.org/10.1177/0886260515586377>.
- Hanson, R. Karl, et David Thornton. 2000. « Improving risk assessments for sex offenders: A comparison of three actuarial scales. » *Law and Human behavior* 24 (1): 119.
- Holland, Shasta, Kym Pointon, et Stuart Ross. 2007. *Who Returns to Prison?: Patterns of Recidivism Among Prisoners Released from Custody in Victoria in 2002-03*. Research and Evaluation Unit, Corrections Victoria, Department of Justice.
- Hopper, Jeffrey D. 2013. « Benefits of Inmate Employment Programs: Evidence From The Prison Industry Enhancement Certification Program ». *Journal of Business & Economics Research (Online)* 11 (5): 213.
- Huebner, Beth M., et Mark T. Berg. 2011. « Examining the Sources of Variation in Risk for Recidivism ». *Justice Quarterly* 28 (1): 146-73. <https://doi.org/10.1080/07418820903365213>.
- Jancic, Mitchell. 1998. « Does correctional education have an effect on recidivism? » *Journal of Correctional Education*, 152-61.
- Jolliffe, Darrick, et Carol Hedderman. 2015. « Investigating the impact of custody on reoffending using propensity score matching ». *Crime & Delinquency* 61 (8): 1051-77.

- Jung, Hyunzee, Solveig Spjeldnes, et Hide Yamatani. 2010. « Recidivism and survival time: Racial disparity among jail ex-inmates ». *Social Work Research* 34 (3): 181-89.
- Kim, Ryang Hui, et David Clark. 2013. « The Effect of Prison-Based College Education Programs on Recidivism: Propensity Score Matching Approach ». *Journal of Criminal Justice* 41 (3): 196-204. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2013.03.001>.
- Kurlychek, Megan C., Robert Brame, et Shawn D. Bushway. 2007. « Enduring Risk? Old Criminal Records and Predictions of Future Criminal Involvement ». *Crime & Delinquency* 53 (1): 64-83. <https://doi.org/10.1177/0011128706294439>.
- Lalande, Pierre, Solange Bastille, Hélène Simon, Québec (Province), et Ministère de la sécurité publique. 2011. *La réinsertion sociale des personnes contrevenantes: une sécurité durable: plan d'action gouvernementale 2010-2013*. Québec, Qué.: Ministère de la sécurité publique. <http://www.deslibris.ca/ID/226599>.
- Lalande, Pierre, Yvon Pelletier, Patrick Dolmaire, Elaine Raza, Québec (Province), et Ministère de la sécurité publique. 2015. « Projet, enquête sur la récidive/reprise de la clientèle confiée aux Services correctionnels du Québec ». <http://collections.banq.qc.ca/ark:/52327/2505967>.
- Lancaster, Tony. 1992. *The econometric analysis of transition data*. Cambridge university press.
- Langan, Patrick A, et David J Levin. 2002. « Recidivism of Prisoners Released in 1994 », 16.
- Lopez, Michael J., et Roe Gutman. 2017. « Estimation of causal effects with multiple treatments: a review and new ideas ». *Statistical Science* 32 (3): 432- 54.
- Marie Webster, Cheryl, et Anthony N Doob. 2015. « US Punitiveness ‘Canadian Style’? Cultural Values and Canadian Punishment Policy ». *Punishment & Society* 17 (3): 299-321. <https://doi.org/10.1177/1462474515590893>.
- McGovern, Virginia, Stephen Demuth, et Joseph E. Jacoby. 2009. « Racial and ethnic recidivism risks: A comparison of postincarceration rearrest, reconviction, and reincarceration among White, Black, and Hispanic releasees ». *The Prison Journal* 89 (3): 309-27.
- McGrath, Robert J., Georgia Cumming, Joy A. Livingston, et Stephen E. Hoke. 2003. « Outcome of a Treatment Program for Adult Sex Offenders: From Prison to Community ». *Journal of Interpersonal Violence* 18 (1): 3-17. <https://doi.org/10.1177/0886260502238537>.
- Mears, Daniel P., Joshua C. Cochran, William D. Bales, et Avinash S. Bhati. 2016. « Recidivism and time served in prison ». *J. Crim. L. & Criminology* 106: 83.
- Monnery, Benjamin. 2015. « The determinants of recidivism among ex-prisoners: a survival analysis on French data ». *European Journal of Law and Economics* 39 (1): 37-56.
- MSP, Ministère de la Sécurité publique du Québec. s. d. « Loi sur le système correctionnel du Québec - Ministère de la Sécurité publique ». Consulté le 8 août 2018. <https://www.securitepublique.gouv.qc.ca/services-correctionnels/lois-et-reglements/loi-systeme-correctionnel.html>.
- Northcutt Bohmert, Miriam, et Grant Duwe. 2012. « Minnesota’s Affordable Homes Program: Evaluating the Effects of a Prison Work Program on Recidivism, Employment and Cost Avoidance ». *Criminal Justice Policy Review* 23 (3): 327- 51. <https://doi.org/10.1177/0887403411411911>.

Olver, Mark E., et Stephen C. P. Wong. 2015. « Short- and Long-Term Recidivism Prediction of the PCL-R and the Effects of Age: A 24-Year Follow-Up ». *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment* 6 (1): 97-105. <https://doi.org/10.1037/per0000095>.

« PIECP ». 2011. National Correctional Industries Association. 16 décembre 2011. <http://www.nationalcia.org/piecp-2>.

Piquero, Alex R., Wesley G. Jennings, Brie Diamond, et Jennifer M. Reingle. 2015. « A systematic review of age, sex, ethnicity, and race as predictors of violent recidivism ». *International journal of offender therapy and comparative criminology* 59 (1): 5-26.

Plourde, Chantal, Catherine Arseneault, Francine Ferland, Nadine Blanchette-Martin, Marc Alain, Renée-Claude Roy, et Pascal Garceau. 2015. « Évaluation des effets du programme d'intervention en toxicomanie offert par le Centre de réadaptation en dépendance de Québec à l'Établissement de détention de Québec », 81.

« Programmes, activités et services offerts aux personnes prévenues ou contrevenantes dans les établissements de détention ». 2015.

Rosenbaum, Paul R., et Donald B. Rubin. 1983. « The central role of the propensity score in observational studies for causal effects ». *Biometrika* 70 (1): 41-55.

Schnepel, Kevin T. 2018. « Good Jobs and Recidivism ». *The Economic Journal* 128 (608): 447-69. <https://doi.org/10.1111/eoj.12415>.

Stahler, Gerald J., Jeremy Mennis, Steven Belenko, Wayne N. Welsh, Matthew L. Hiller, et Gary Zajac. 2013. « Predicting Recidivism for Released State Prison Offenders: Examining the Influence of Individual and Neighborhood Characteristics and Spatial Contagion on the Likelihood of Reincarceration ». *Criminal Justice and Behavior* 40 (6): 690-711. <https://doi.org/10.1177/0093854812469609>.

Vérificateur général du Québec. «Rapport du Vérificateur général du Québec à l'Assemblée nationale pour l'année 2016-2017». 2016, 48.

Wilson, David B., Catherine A. Gallagher, et Doris L. MacKenzie. 2000. « A meta-analysis of corrections-based education, vocation, and work programs for adult offenders ». *Journal of Research in Crime and Delinquency* 37 (4): 347-68.

Winterfield, Laura, Mark Coggeshall, Michelle Burke-Storer, Vanessa Correa, et Simon Tidd. 2009. « The Effects of Postsecondary Correctional Education:" Final Report". » *Urban Institute (NJ1)*.

ANNEXE A – TABLEAUX DE RÉSULTATS

Tableau 1 – Statistiques descriptives

	QUÉBEC		MONTRÉAL		ST-JÉRÔME	
	Du 2010-11-22 au 2016-03-31		Du 2007-06-01 au 2012-01-23		Du 2011-08-01 au 2015-01-12	
	N	%	N	%	N	%
Nombre d'individus	6120		9536		5081	
Participation aux programmes						
Participants	1394	13.35	3265	22.65	1785	22.05
Non-participants	9050	86.65	11152	77.35	6310	77.95
Nombre de programmes						
1	878	62.98	1268	38.84	680	38.10
2	267	19.15	693	21.23	351	19.66
3 et plus	249	17.86	1304	39.94	754	42.24
Type de programmes						
Loisirs	0	0.00	242	8.22	9	0.62
Problématiques	902	74.12	180	6.12	115	7.98
Éducation	0	0.00	933	31.70	161	11.17
Divers	29	2.33	148	4.79	159	9.93
Plusieurs	286	23.50	1440	48.93	998	69.21
Type de délit						
Autre infraction	778	7.45	1094	7.59	741	9.15
Autre infraction au Code criminel	1232	11.80	1375	9.54	837	10.34
Infraction contre la personne	641	6.14	594	4.12	404	4.99
Infraction contre la propriété	2512	24.05	5774	40.05	2473	30.55
Infraction relative aux stupéfiants	1993	19.08	2396	16.62	1386	17.12
Infraction relative à la circulation	1747	16.73	1315	9.12	996	12.30
Infraction sexuelle	234	2.24	145	1.01	218	2.69
Voie de fait	1307	12.51	1724	11.96	1040	12.85
A déjà reçu une sentence						
Oui	4324	41.40	4881	33.86	3014	37.23
Non	6120	58.60	9536	66.14	5081	62.77
Délit précédent (s'il y a lieu)						
Autre infraction	374	8.65	373	7.64	305	10.12
Autre infraction au Code criminel	438	10.13	413	8.46	254	8.43
Infraction contre la personne	259	5.99	255	5.22	145	4.81
Infraction contre la propriété	1498	34.64	2266	46.42	1258	41.74
Infraction relative aux stupéfiants	696	16.10	619	12.68	351	11.65
Infraction relative à la circulation	420	9.71	257	5.27	236	7.83
Infraction sexuelle	22	0.51	21	0.43	34	1.13
Voie de fait	617	14.27	677	13.87	431	14.30
Durée de la sentence						
Nombre de jours (moyenne)	238.95		171.31		212.12	
Nombre de jours (écart-type)	(225.5)		(197.1)		(224.54)	
Moins de 3 mois	3277	33.18	7310	50.70	3266	42.10
Entre 3 et 6 mois	1962	19.87	2202	15.27	1223	15.77
Entre 6 et 9 mois	1121	11.35	1177	8.16	799	10.30
Plus de 9 mois	3516	35.60	3728	25.86	2469	31.83

Tableau 1 – Statistiques descriptives (suite)

	QUÉBEC		MONTRÉAL		ST-JÉRÔME	
	Du 2010-11-22 au 2016-03-31		Du 2007-06-01 au 2012-01-23		Du 2011-08-01 au 2015-01-12	
	N	%	N	%	N	%
Âge						
Années (moyenne)	38.25		36.61		37.16	
Années (écart-type)	(12.78)		(11.65)		(12.69)	
Moins de 25 ans	1667	15.96	2592	17.98	1542	19.05
Entre 25 et 35 ans	3007	28.79	4270	29.62	2391	29.54
Entre 35 et 55 ans	4541	43.48	6514	45.18	3322	41.04
Plus de 55 ans	1229	11.77	1041	7.22	840	10.38
Niveau de scolarité						
Aucun	530	5.12	781	5.64	532	6.69
Secondaire	8807	85.10	11758	84.91	6794	85.45
Études supérieures	1012	9.78	1309	9.45	625	7.86
A une famille						
Oui	1349	12.92	2716	18.85	1680	20.75
Non	9095	87.08	11693	81.15	6415	79.25
Région de résidence						
Bas-Saint-Laurent (01)	133	1.27	22	0.15	28	0.35
Saguenay-Lac-Saint-Jean (02)	257	2.46	34	0.24	20	0.25
Capitale-Nationale (03)	5740	54.96	127	0.88	71	0.88
Mauricie (04)	259	2.48	113	0.78	111	1.37
Estrie (05)	105	1.01	121	0.84	25	0.31
Montréal (06)	308	2.95	8027	55.68	1023	12.64
Outaouais (07)	82	0.79	80	0.55	115	1.42
Abitibi-Témiscamingue (08)	23	0.22	63	0.44	72	0.89
Côte-Nord (09)	133	1.27	18	0.12	2	0.02
Nord-du-Québec (10)	24	0.23	52	0.36	987	12.19
Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine (11)	64	0.61	23	0.16	14	0.17
Chaudière-Appalaches (12)	2501	23.95	36	0.25	26	0.32
Laval (13)	32	0.31	801	5.56	864	10.67
Lanaudière (14)	115	1.10	705	4.89	1846	22.80
Laurentides (15)	74	0.71	591	4.10	2304	28.46
Montérégie (16)	189	1.81	3330	23.10	257	3.17
Centre-du-Québec (17)	141	1.35	71	0.49	18	0.22
Inconnue (99)	264	2.53	203	1.41	312	3.85
Évaluations LS/CMI						
Oui	4635	44.38	4608	31.96	3261	40.28
Non	5809	55.62	9809	68.04	4834	59.72
Origine autochtone						
Oui	129	1.24	144	1.00	1048	12.95
Non	10315	98.76	14265	99.00	7047	87.05

Tableau 2 – Tests de Pearson de différence de distributions entre les établissements

Type de délit			
	EDM	EDQ	SJE
EDM	-	911.77***	302.74***
EDQ	-	-	176.42***
SJE	-	-	-
Longueur de sentence			
	EDM	EDQ	SJE
EDM	-	956.68***	255.32***
EDQ	-	-	185.94***
SJE	-	-	-
Catégorie d'âge			
	EDM	EDQ	SJE
EDM	-	156.84***	185.75***
EDQ	-	-	33.18***
SJE	-	-	-
Total			
Type de délit			990.18***
Longueur de sentence			987.26***
Catégorie d'âge			185.75***

Tableau 3 – Comparaison des participants et des non-participants – EDQ

	Québec		Statistique de test
	Participants	Non-participants	
Nombre d'individus	1394	9050	
Type de délit			
Autre infraction	0.03	0.08	z = 6,6671***
Autre infraction au Code criminel	0.11	0.12	z = 1,2880
Infraction contre la personne	0.05	0.06	z = 2,3444**
Infraction contre la propriété	0.29	0.23	z = -4,7605***
Infraction relative aux stupéfiants	0.25	0.18	z = -6,2228***
Infraction relative à la circulation	0.08	0.18	z = 8,8794***
Infraction sexuelle	0.04	0.02	z = -3,4542***
Voie de fait	0.15	0.12	z = -3,1783***
		chi2 (type délit) =	182,4639***
Âge			
Âge	37.85	38.31	t = 1,2604
Jeune (moins que 25 ans)	0.16	0.16	z = 0,1179
Jeune adulte (entre 25 et 35 ans)	0.29	0.29	z = 0,2132
Adulte (entre 35 et 55 ans)	0.45	0.43	z = -1,0387
Vieux (plus que 55 ans)	0.11	0.12	z = 1,1643
		chi2 (âge) =	1,85
A déjà reçu une sentence			
Oui	0.06	0.47	z = 28,6901***
Non	0.94	0.53	z = -28,6901***
Longueur de la sentence			
Courte (moins de 3 mois)	0.01	0.38	z = 27,3240***
Moyenne (entre 3 et 6 mois)	0.12	0.21	z = 8,1822***
Longue (entre 6 et 9 mois)	0.19	0.1	z = -9,4303***
Très longue (plus de 9 mois)	0.68	0.3	z = -27,4407***
		chi2 (longueur) =	1100***
A une famille			
Oui	0.14	0.13	z = -1,2820
Non	0.86	0.82	z = 1,2820
Niveau de scolarité			
Aucun	0.045	0.05	z = 1,0450
Secondaire	0.88	0.85	z = -3,2028***
Études supérieures	0.075	0.1	z = 3,0642***
Autochtone			
Oui	0.008	0.013	z = 1,6198
Non	0.99	0.99	z = 1,6198
Récidive			
Sur la période d'observation	0.06	0.31	z = 19,2188***
Sur un an	0.03	0.19	z = 14,7577***
Sur deux ans	0.05	0.26	z = 17,0370***
Autre			
Nombre de personnes à charge	0.24	0.22	t = -0,8622
Nombre total de sentences	1.07	1.28	t = 10,7543***
Nombre d'années d'étude	4.25	4.75	t = 5,6760***
Durée de la sentence (jours)	409.34	211.22	t = -31,8020***
LS/CMI - cote totale	26.05	24.55	t = -5,3036***

Tableau 4 – Comparaison des participants et des non-participants – EDM

	Montréal		Statistique de test
	Participants	Non-participants	
Nombre d'individus	3265	11152	
Type de délit			
Autre infraction	0.013	0.094	$z = 15,3108^{***}$
Autre infraction au Code criminel	0.12	0.09	$z = -5,3928^{***}$
Infraction contre la personne	0.03	0.04	$z = 2,4551^{**}$
Infraction contre la propriété	0.45	0.39	$z = -6,8373^{***}$
Infraction relative aux stupéfiants	0.23	0.15	$z = -10,3370^{***}$
Infraction relative à la circulation	0.04	0.11	$z = 12,4270^{***}$
Infraction sexuelle	0.004	0.012	$z = 3,9561^{***}$
Voie de fait	0.12	0.12	$z = 0,8237$
		chi2 (type délit) =	522,2760 ^{***}
Âge			
Âge	35.24	37.01	$t = 7,6499^{***}$
Jeune (moins que 25 ans)	0.2	0.17	$z = -3,1087^{***}$
Jeune adulte (entre 25 et 35 ans)	0.32	0.29	$z = -2,9627^{***}$
Adulte (entre 35 et 55 ans)	0.43	0.46	$z = 2,5276^{**}$
Vieux (plus que 55 ans)	0.026	0.078	$z = 4,9782^{***}$
		chi2 (âge) =	40,5994 ^{***}
A déjà reçu une sentence			
Oui	0.12	0.4	$z = 29,4509^{***}$
Non	0.88	0.6	$z = -29,4509^{***}$
Longueur de la sentence			
Courte (moins de 3 mois)	0.06	0.65	$z = 58,7278^{***}$
Moyenne (entre 3 et 6 mois)	0.2	0.14	$z = -7,7223^{***}$
Longue (entre 6 et 9 mois)	0.16	0.06	$z = -18,7035^{***}$
Très longue (plus de 9 mois)	0.58	0.15	$z = -49,4749^{***}$
		chi2 (longueur) =	3900 ^{***}
A une famille			
Oui	0.19	0.19	$z = -0,2586$
Non	0.81	0.81	$z = 0,2586$
Niveau de scolarité			
Aucun	0.056	0.057	$z = 0,1730$
Secondaire	0.86	0.85	$z = -2,0958^{**}$
Études supérieures	0.083	0.098	$z = 2,4280^{***}$
Autochtone			
Oui	0.009	0.01	$z = 0,5226$
Non	0.99	0.99	$z = -0,5226$
Récidive			
Sur la période d'observation	0.12	0.53	$z = 40,6837^{***}$
Sur un an	0.09	0.25	$z = 19,9408^{***}$
Sur deux ans	0.11	0.35	$z = 26,3165^{***}$
Autre			
Nombre de personnes à charge	0.37	0.35	$t = -0,9325$
Nombre total de sentences	1.14	1.82	$t = 23,9373^{***}$
Nombre d'années d'étude	6.32	6.37	$t = 0,6598$
Durée de la sentence (jours)	359.13	116.07	$t = -72,0363^{***}$
LS/CMI - cote totale	25.86	25.06	$t = -3,2794^{***}$

Tableau 5 – Comparaison des participants et des non-participants – SJE

	St-Jérôme		Statistique de test
	Participants	Non-participants	
Nombre d'individus	1785	6310	
Type de délit			
Autre infraction	0.019	0.112	z = 12,0293***
Autre infraction au Code criminel	0.11	0.1	z = -1,4472
Infraction contre la personne	0.042	0.052	z = 1,7340*
Infraction contre la propriété	0.3	0.31	z = 0,8330
Infraction relative aux stupéfiants	0.23	0.16	z = -6,8590***
Infraction relative à la circulation	0.096	0.13	z = 3,9684***
Infraction sexuelle	0.047	0.021	z = -5,9502***
Voie de fait	0.16	0.12	z = -4,6206***
		chi2 (type délit) =	242,5342***
Âge			
Âge	36.59	37.32	t = 2,1480**
Jeune (moins que 25 ans)	0.2	0.19	z = -0,6130
Jeune adulte (entre 25 et 35 ans)	0.3	0.3	z = -0,1040
Adulte (entre 35 et 55 ans)	0.42	0.41	z = -0,5165
Vieux (plus que 55 ans)	0.09	0.11	z = 1,7780
		chi2 (âge) =	3,3023
A déjà reçu une sentence			
Oui	0.086	0.45	z = 28,3714***
Non	0.91	0.54	z = -28,3714***
Longueur de la sentence			
Courte (moins de 3 mois)	0.08	0.52	z = 32,9532***
Moyenne (entre 3 et 6 mois)	0.2	0.14	z = -5,9185***
Longue (entre 6 et 9 mois)	0.187	0.078	z = -13,3295***
Très longue (plus de 9 mois)	0.53	0.256	z = -21,5994***
		chi2 (longueur) =	1100***
A une famille			
Oui	0.25	0.2	z = -4,5976***
Non	0.75	0.8	z = 4,5976***
Niveau de scolarité			
Aucun	0.06	0.07	z = 1,2506
Secondaire	0.87	0.85	z = -2,1212**
Études supérieures	0.07	0.08	z = 1,6182
Autochtone			
Oui	0.22	0.1	z = -12,6899***
Non	0.78	0.9	z = 12,6899***
Récidive			
Sur la période d'observation	0.09	0.34	z = 21,2491***
Sur un an	0.06	0.2	z = 13,8301***
Sur deux ans	0.077	0.28	z = 18,1555***
Autre			
Nombre de personnes à charge	0.51	0.39	t = -4,1193***
Nombre total de sentences	1.09	1.31	t = 10,9551***
Nombre d'années d'étude	4.56	4.89	t = 3,6368***
Durée de la sentence (jours)	335.84	175.35	t = -27,7330***
LS/CMI - cote totale	24.15	23.05	t = -3,4850***

Tableau 6 - Effets marginaux moyens. Variable dépendante : participation à un programme.
(Catégorie de référence : individu sans famille, sans diplôme, non autochtone, de moins de 25 ans, ayant une sentence de trois mois ou moins, n'ayant aucune incarcération antérieure, ayant commis une infraction de la catégorie « autre infraction au code criminel » et, pour la colonne «Total», détenu à l'EDM.)

	EDM	EDQ	SJE	SJE-Inuit	Total
Caractéristiques socio-démographiques					
Famille	-0.007 (0.008)	-0.021* (0.009)	-0.013 (0.011)	0.061* (0.028)	-0.009 (0.005)
Plus haut diplôme : secondaire	-0.012 (0.014)	0.008 (0.014)	0.021 (0.019)	0.048 (0.040)	0.007 (0.009)
Plus haut diplôme : supérieur	-0.036* (0.016)	-0.036* (0.016)	-0.021 (0.022)	-0.084 (0.149)	-0.031** (0.010)
Autochtone	-0.022 (0.035)	0.009 (0.036)	0.073 (0.047)	-	0.013 (0.022)
Entre 25 et 34 ans	0.019* (0.009)	0.031*** (0.009)	0.041** (0.013)	-0.032 (0.033)	0.028*** (0.006)
Entre 35 et 54 ans	0.017* (0.008)	0.042*** (0.008)	0.053*** (0.012)	-0.015 (0.036)	0.033*** (0.005)
55 ans et plus	-0.037** (0.013)	0.024* (0.011)	-0.001 (0.015)	-0.123 (0.087)	-0.009 (0.008)
Type d'infraction					
Contre la personne	-0.005 (0.019)	0.009 (0.016)	-0.017 (0.025)	-0.025 (0.064)	-0.012 (0.011)
Contre la propriété	0.060*** (0.010)	0.065*** (0.012)	0.060*** (0.016)	0.073 (0.056)	0.064*** (0.007)
Relative aux stupéfiants	-0.011 (0.011)	0.016 (0.011)	-0.011 (0.015)	-0.017 (0.070)	-0.004 (0.007)
Relative à la circulation	-0.138*** (0.012)	-0.062*** (0.011)	-0.083*** (0.016)	0.082 (0.059)	-0.096*** (0.007)
Infraction sexuelle	-0.195*** (0.015)	-0.001 (0.018)	0.012 (0.028)	-0.037 (0.062)	-0.061*** (0.012)
Voies de fait	0.021 (0.013)	0.045*** (0.013)	-0.004 (0.020)	0.160** (0.051)	0.032*** (0.008)
Autre infraction	-0.074*** (0.021)	0.075** (0.024)	-0.057* (0.026)	0.059 (0.129)	-0.022 (0.013)
Durée de la sentence					
4 à 6 mois	0.289*** (0.010)	0.103*** (0.008)	0.237*** (0.015)	0.356*** (0.036)	0.219*** (0.006)
7 à 9 mois	0.397*** (0.014)	0.226*** (0.012)	0.321*** (0.018)	0.548*** (0.042)	0.334*** (0.008)
Plus de 9 mois	0.430*** (0.009)	0.228*** (0.006)	0.228*** (0.010)	0.548*** (0.032)	0.319*** (0.005)
Nombre d'incarcérations antérieures					
1	-0.125*** (0.008)	-0.166*** (0.007)	-0.193*** (0.010)	-0.289*** (0.033)	-0.159*** (0.005)
2	-0.214*** (0.009)	-0.210*** (0.005)	-0.254*** (0.008)	-0.486*** (0.028)	-0.235*** (0.004)
3	-0.253*** (0.009)	-0.211*** (0.005)	-0.267*** (0.007)	-	-0.253*** (0.004)
Centre de détention					
EDQ	-	-	-	-	-0.124*** (0.012)
SJE	-	-	-	-	-0.048*** (0.011)
SJE-Inuit	-	-	-	-	0.148*** (0.036)
Effets fixes inclus mais non présentés					
Année de sentence	oui	oui	oui	oui	oui
Région de l'infraction	oui	oui	oui	oui	oui
Nombre d'observations	13010	9521	6747	830	30336

Tableau 7 - Effets marginaux moyens pour les détenus ayant été évalués par le LS/CMI.
Variable dépendante : participation à un programme. (Catégorie de référence : Voir Tableau 6.)

	EDM	EDQ	SJE	SJE-Inuit	Total
LS/CMI					
Antécédants criminels (0 à 8)	0.032*** (0.004)	0.036*** (0.004)	0.043*** (0.004)	0.047*** (0.013)	0.038*** (0.002)
Aptitudes ou orientations procriminelles (0 à 4)	-0.005 (0.007)	0.011 (0.006)	0.011 (0.009)	0.019 (0.025)	0.002 (0.004)
Comportement antisocial (0 à 4)	0.011*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.010** (0.004)	0.024 (0.014)	0.014*** (0.002)
Problème d'alcool ou de drogue (0 à 8)	0.011*** (0.003)	0.014*** (0.002)	0.012*** (0.003)	-0.002 (0.009)	0.013*** (0.002)
Éducation ou emploi (0 à 9)	-0.020 (0.015)	0.015 (0.015)	-0.026 (0.019)	0.034 (0.043)	-0.009 (0.009)
Famille et couple (0 à 4)	0.005 (0.026)	0.069** (0.024)	0.075* (0.031)	0.093 (0.061)	0.051*** (0.015)
Caractéristiques socio-démographiques					
Famille	-0.020 (0.015)	0.015 (0.015)	-0.026 (0.019)	0.034 (0.043)	-0.009 (0.009)
Plus haut diplôme : secondaire	0.005 (0.026)	0.069** (0.024)	0.075* (0.031)	0.093 (0.061)	0.051*** (0.015)
Plus haut diplôme : supérieur	0.069* (0.032)	0.077* (0.030)	0.109** (0.040)	-	0.086*** (0.019)
Autochtone	-0.088 (0.068)	-0.073 (0.064)	0.011 (0.084)	-	-0.046 (0.039)
Entre 25 et 34 ans	0.025 (0.017)	0.073*** (0.015)	0.093*** (0.021)	-0.017 (0.051)	0.055*** (0.010)
Entre 35 et 54 ans	0.036* (0.017)	0.089*** (0.014)	0.113*** (0.021)	-0.009 (0.058)	0.070*** (0.010)
55 ans et plus	0.000 (0.030)	0.130*** (0.022)	0.076** (0.029)	-0.430** (0.148)	0.066*** (0.015)
Type d'infraction					
Contre la personne	-0.057 (0.047)	0.004 (0.037)	-0.091 (0.051)	-	-0.029 (0.024)
Contre la propriété	-0.040 (0.037)	-0.009 (0.030)	-0.005 (0.046)	-0.228* (0.106)	-0.029 (0.020)
Relative aux stupéfiants	0.034 (0.021)	-0.027 (0.021)	0.029 (0.026)	-0.125 (0.086)	0.011 (0.012)
Relative à la circulation	-0.013 (0.022)	-0.034 (0.021)	0.021 (0.026)	-0.102 (0.116)	-0.009 (0.013)
Infraction sexuelle	-0.086* (0.035)	-0.036 (0.025)	-0.049 (0.033)	-0.086 (0.094)	-0.049** (0.017)
Voies de fait	-0.307*** (0.065)	-0.077 (0.069)	-0.128 (0.078)	-0.192* (0.093)	-0.156*** (0.032)
Autre infraction	-0.033 (0.025)	-0.032 (0.022)	-0.060 (0.032)	-0.007 (0.078)	-0.029* (0.014)
Durée de la sentence					
4 à 6 mois	0.359*** (0.019)	0.174*** (0.015)	0.305*** (0.025)	0.178 (0.094)	0.270*** (0.011)
7 à 9 mois	0.432*** (0.021)	0.318*** (0.017)	0.372*** (0.024)	0.282** (0.091)	0.371*** (0.011)
Plus de 9 mois	0.526*** (-0.014)	0.361*** (-0.011)	0.347*** (-0.018)	0.325*** (-0.086)	0.409*** (-0.008)
Nombre d'incarcérations antérieures					
1	-0.236*** (0.017)	-0.324*** (0.012)	-0.319*** (0.019)	-0.406*** (0.056)	-0.299*** (0.009)
2	-0.416*** (0.019)	-0.401*** (0.008)	-0.446*** (0.015)	-0.668*** (0.049)	-0.437*** (0.008)
3	-0.485*** (0.019)	-	-0.476*** (0.011)	-	-0.471*** (0.006)
Effets fixes inclus mais non présentés					
Centre de détention	-	-	-	-	oui
Année de sentence	oui	oui	oui	oui	oui
Région de l'infraction	oui	oui	oui	oui	oui
Nombre d'observations	4153	3808	2721	354	11441

Tableau 8 – Effets marginaux moyens à la première incarcération.
Variable dépendante : récidive globale. (Catégorie de référence : Voir Tableau 6.)

	EDM	EDQ	SJE	SJE-Inuit	Total
Participation					
A participé	-0.242*** (0.019)	-0.057* (0.029)	-0.093*** (0.022)	-0.170** (0.054)	-0.157*** (0.011)
Nombre de programmes	-0.014* (0.006)	-0.042* (0.019)	-0.003 (0.005)	-0.006 (0.023)	-0.011** (0.004)
Caractéristiques socio-démographiques					
Famille	0.008 (0.012)	0.000 (0.013)	-0.009 (0.014)	-0.012 (0.038)	0.000 (0.007)
Plus haut diplôme : secondaire	-0.036 (0.021)	-0.024 (0.022)	-0.066* (0.026)	-0.042 (0.062)	-0.038** (0.013)
Plus haut diplôme : supérieur	-0.098*** (0.024)	-0.054* (0.025)	-0.111*** (0.029)	0.308 (0.198)	-0.086*** (0.015)
Autochtone	0.035 (0.051)	0.006 (0.048)	0.038 (0.056)	-	0.037 (0.029)
Entre 25 et 34 ans	-0.077*** (0.014)	-0.060*** (0.014)	-0.080*** (0.017)	-0.095* (0.046)	-0.076*** (0.009)
Entre 35 et 54 ans	-0.101*** (0.013)	-0.082*** (0.013)	-0.107*** (0.016)	-0.184*** (0.047)	-0.102*** (0.008)
55 ans et plus	-0.221*** (0.018)	-0.134*** (0.016)	-0.158*** (0.018)	-	-0.186*** (0.010)
Type d'infraction					
Contre la personne	0.063* (0.029)	0.040 (0.025)	-0.031 (0.029)	-0.037 (0.084)	0.033* (0.016)
Contre la propriété	0.088*** (0.017)	0.079*** (0.018)	0.026 (0.020)	0.088 (0.081)	0.070*** (0.010)
Relative aux stupéfiants	-0.017 (0.019)	0.020 (0.018)	-0.021 (0.020)	0.027 (0.091)	-0.007 (0.011)
Relative à la circulation	-0.096*** (0.019)	-0.063*** (0.016)	-0.056** (0.020)	0.056 (0.084)	-0.074*** (0.011)
Infraction sexuelle	-0.093* (0.041)	-0.110*** (0.025)	-0.081* (0.036)	-0.114 (0.080)	-0.098*** (0.020)
Voies de fait	0.076*** (0.021)	0.038 (0.020)	0.049 (0.025)	0.057 (0.074)	0.054*** (0.012)
Autre infraction	-0.056** (0.021)	-0.037 (0.019)	-0.028 (0.022)	0.077 (0.202)	-0.037** (0.012)
Durée de la sentence					
4 à 6 mois	-0.044** (0.015)	-0.098*** (0.015)	-0.074*** (0.019)	0.016 (0.050)	-0.068*** (0.009)
7 à 9 mois	-0.042* (0.019)	-0.123*** (0.017)	-0.116*** (0.020)	0.021 (0.061)	-0.083*** (0.011)
Plus de 9 mois	-0.126*** (0.013)	-0.159*** (0.012)	-0.163*** (0.014)	0.045 (0.054)	-0.143*** (0.007)
Centre de détention					
EDQ	-	-	-	-	0.020 (0.017)
SJE	-	-	-	-	-0.004 (0.014)
SJE-Inuit	-	-	-	-	0.044 -0.045
Effets fixes inclus mais non présentés					
Année de sentence	oui	oui	oui	oui	oui
Région de l'infraction	oui	oui	oui	oui	oui
Nombre d'observations	9067	6043	4562	542	20247

Tableau 9 - Effets marginaux moyens à la deuxième incarcération.
Variable dépendante : récidive globale. (Catégorie de référence : Voir Tableau 6.)

	EDM	EDQ	SJE	SJE-Inuit	Total
Participation					
A participé	-0.439*** (0.031)	-0.425*** (0.127)	-0.287*** (0.071)	-0.314** (0.100)	-0.378*** (0.026)
Caractéristiques socio-démographiques					
Famille	0.022 (0.023)	0.006 (0.029)	-0.035 (0.035)	-0.022 (0.077)	0.004 (0.015)
Plus haut diplôme : secondaire	0.000 (0.039)	0.015 (0.042)	0.015 (0.054)	-0.089 (0.105)	-0.000 (0.024)
Plus haut diplôme : supérieur	0.022 (0.049)	-0.032 (0.052)	-0.003 (0.075)	-	-0.010 (0.032)
Autochtone	-0.065 (0.119)	-0.028 (0.099)	0.113 (0.128)	-	0.042 (0.062)
Entre 25 et 34 ans	-0.058* (0.027)	-0.071* (0.032)	-0.099* (0.041)	-0.064 (0.086)	-0.079*** (0.018)
Entre 35 et 54 ans	-0.080** (0.025)	-0.112*** (0.029)	-0.148*** (0.039)	-0.120 (0.097)	-0.111*** (0.017)
55 ans et plus	-0.295*** (0.046)	-0.181*** (0.040)	-0.222*** (0.055)	-	-0.244*** (0.026)
Type d'infraction					
Contre la personne	0.029 (0.051)	-0.006 (0.046)	0.003 (0.075)	-0.149 (0.168)	-0.005 (0.031)
Contre la propriété	0.040 (0.033)	-0.011 (0.034)	0.037 (0.047)	0.150 (0.158)	0.018 (0.021)
Relative aux stupéfiants	-0.037 (0.039)	-0.059 (0.037)	-0.012 (0.057)	-0.048 (0.208)	-0.045 (0.024)
Relative à la circulation	-0.171*** (0.050)	-0.207*** (0.037)	-0.068 (0.059)	-0.064 (0.161)	-0.164*** (0.027)
Infraction sexuelle	-0.182 (0.145)	-0.205* (0.090)	-0.059 (0.157)	-0.105 (0.189)	-0.178** (0.066)
Voies de fait	0.015 (0.039)	-0.051 (0.040)	0.011 (0.059)	0.036 (0.142)	-0.015 (0.025)
Autre infraction	-0.043 (0.044)	-0.092* (0.043)	0.023 (0.056)	0.107 (0.283)	-0.042 (0.027)
Durée de la sentence					
4 à 6 mois	-0.030 (0.027)	-0.086** (0.030)	-0.137** (0.045)	-0.102 (0.085)	-0.066*** (0.018)
7 à 9 mois	-0.042 (0.039)	-0.099* (0.039)	-0.026 (0.054)	0.077 (0.128)	-0.050* (0.024)
Plus de 9 mois	-0.082** (0.028)	-0.236*** (0.023)	-0.232*** (0.031)	-0.173 (0.095)	-0.181*** (0.016)
Centre de détention					
EDQ	-	-	-	-	0.039 (0.031)
SJE	-	-	-	-	0.020 (0.027)
SJE-Inuit	-	-	-	-	0.241** (0.077)
Effets fixes inclus mais non présentés					
Année de sentence	oui	oui	oui	oui	oui
Région de l'infraction	oui	oui	oui	oui	oui
Nombre d'observations	2542	1916	1200	167	5854

Tableau 10 - Effets marginaux moyens à la première incarcération et ayant été évalués par le LS/CMI.

Variable dépendante : récidive globale.

(Catégorie de référence : individu sans famille, sans diplôme, non autochtone, de moins de 25 ans, ayant une sentence de trois mois ou moins, ayant commis une infraction de la catégorie « autre infraction au code criminel » et ayant des cotes de 0 aux composantes du LS/CMI.)

	EDM	EDQ	SJE	SJE-Inuit	Total
Participation					
A participé	-0.283*** (0.021)	-0.181*** (0.035)	-0.159*** (0.024)	-0.318*** (0.062)	-0.233*** (0.013)
Nombre de programmes	-0.012 (0.006)	-0.047* (0.022)	-0.004 (0.005)	0.009 (0.020)	-0.009* (0.004)
LS/CMI					
Antécédants criminels (0 à 8)	0.043*** (0.005)	0.030*** (0.005)	0.031*** (0.005)	0.061** (0.019)	0.036*** (0.003)
Aptitudes ou orientations procriminelles (0 à 4)	0.006 (0.006)	0.004 (0.008)	0.015* (0.007)	0.033 (0.023)	0.008* (0.004)
Comportement antisocial (0 à 4)	0.010 (0.009)	0.018 (0.010)	-0.006 (0.010)	-0.022 (0.032)	0.008 (0.005)
Problème d'alcool ou de drogue (0 à 8)	0.008* (0.003)	0.014*** (0.004)	0.004 (0.004)	0.002 (0.019)	0.009*** (0.002)
Éducation ou emploi (0 à 9)	0.010** (0.003)	0.005 (0.003)	0.006 (0.003)	-0.003 (0.011)	0.006*** (0.002)
Famille et couple (0 à 4)	0.005 (0.007)	-0.006 (0.007)	0.009 (0.007)	-0.026 (0.025)	0.001 (0.004)
Caractéristiques socio-démographiques					
Famille	0.005 (0.018)	0.010 (0.023)	-0.021 (0.021)	-0.043 (0.055)	-0.002 (0.011)
Plus haut diplôme : secondaire	-0.012 (0.030)	0.008 (0.033)	-0.040 (0.035)	-0.130 (0.086)	-0.015 (0.018)
Plus haut diplôme : supérieur	0.002 (0.039)	0.004 (0.041)	-0.060 (0.045)	-	-0.014 (0.024)
Autochtone	-0.082 (0.086)	0.045 (0.073)	0.063 (0.079)	-	0.020 (0.042)
Entre 25 et 34 ans	-0.056** (0.020)	-0.027 (0.021)	-0.016 (0.023)	-0.026 (0.069)	-0.039** (0.012)
Entre 35 et 54 ans	-0.067** (0.021)	-0.065** (0.021)	-0.054* (0.021)	-0.200** (0.065)	-0.070*** (0.012)
55 ans et plus	-0.147*** (0.035)	-0.112*** (0.031)	-0.111*** (0.029)	-	-0.133*** (0.019)
Type d'infraction					
Contre la personne	-0.032 (0.039)	0.095* (0.043)	-0.034 (0.038)	0.046 (0.136)	0.015 (0.023)
Contre la propriété	0.040 (0.026)	0.059* (0.029)	0.027 (0.026)	0.112 (0.118)	0.046** (0.016)
Relative aux stupéfiants	-0.045 (0.027)	0.004 (0.030)	-0.015 (0.026)	-0.104 (0.126)	-0.021 (0.016)
Relative à la circulation	-0.049 (0.038)	-0.039 (0.033)	0.010 (0.034)	0.098 (0.134)	-0.023 (0.020)
Infraction sexuelle	-0.115 (0.075)	-0.090 (0.077)	-0.057 (0.075)	-0.068 (0.118)	-0.083* (0.037)
Voies de fait	-0.006 (0.030)	0.018 (0.031)	0.008 (0.030)	0.052 (0.109)	0.007 (0.017)
Autre infraction	0.057 (0.050)	0.009 (0.042)	0.043 (0.039)	-	0.035 (0.025)
Durée de la sentence					
4 à 6 mois	-0.098*** (0.028)	-0.104*** (0.027)	-0.094** (0.031)	-0.110 (0.155)	-0.104*** (0.016)
7 à 9 mois	-0.112*** (0.029)	-0.156*** (0.028)	-0.123*** (0.030)	-0.161 (0.153)	-0.133*** (0.017)
Plus de 9 mois	-0.170*** (0.025)	-0.178*** (0.024)	-0.174*** (0.025)	-0.144 (0.152)	-0.177*** (0.014)
Effets fixes inclus mais non présentés					
Centre de détention	-	-	-	-	oui
Année de sentence	oui	oui	oui	oui	oui
Région de l'infraction	oui	oui	oui	oui	oui
Nombre d'observations	2847	2444	1901	240	7466

Tableau 11 - Effets marginaux moyens à la deuxième incarcération et ayant été évalués par le LS/CMI.

Variable dépendante : récidive globale.

(Catégorie de référence : Voir Tableau 10)

	EDM	EDQ	SJE	Total
Participation				
A participé	-0.469*** (0.026)	-0.558*** (0.130)	-0.380*** (0.061)	-0.455*** (0.026)
LS/CMI				
Antécédants criminels (0 à 8)	0.040** (0.012)	0.009 (0.011)	0.034* (0.015)	0.025*** (0.007)
Aptitudes ou orientations procriminelles (0 à 4)	0.030* (0.012)	0.005 (0.014)	0.006 (0.020)	0.018* (0.008)
Comportement antisocial (0 à 4)	0.008 (0.019)	0.038* (0.018)	0.026 (0.027)	0.020 (0.012)
Problème d'alcool ou de drogue (0 à 8)	0.010 (0.007)	0.037*** (0.007)	0.025** (0.009)	0.025*** (0.004)
Éducation ou emploi (0 à 9)	0.005 (0.007)	0.001 (0.006)	0.011 (0.010)	0.003 (0.004)
Famille et couple (0 à 4)	0.003 (0.014)	0.021 (0.015)	-0.009 (0.019)	0.010 (0.009)
Caractéristiques socio-démographiques				
Famille	0.046 (0.039)	0.042 (0.043)	-0.000 (0.054)	0.034 (0.025)
Plus haut diplôme : secondaire	0.064 (0.062)	0.016 (0.070)	-0.014 (0.084)	0.001 (0.038)
Plus haut diplôme : supérieur	0.089 (0.082)	-0.028 (0.087)	0.102 (0.120)	- -
Autochtone	-1.977 (88.813)	-0.045 (0.145)	0.359 (0.203)	- -
Entre 25 et 34 ans	-0.077 (0.039)	-0.063 (0.043)	0.064 (0.058)	-0.068** (0.026)
Entre 35 et 54 ans	-0.042 (0.040)	-0.070 (0.042)	-0.036 (0.057)	-0.075** (0.025)
55 ans et plus	-0.250** (0.089)	-0.116 (0.069)	-0.257** (0.091)	- -
Type d'infraction				
Contre la personne	0.004 (0.077)	-0.058 (0.066)	-0.099 (0.100)	-0.043 (0.044)
Contre la propriété	0.136** (0.052)	-0.064 (0.050)	0.113 (0.067)	0.046 (0.031)
Relative aux stupéfiants	0.016 (0.059)	-0.086 (0.055)	0.013 (0.083)	-0.035 (0.035)
Relative à la circulation	0.017 (0.092)	-0.185** (0.070)	0.105 (0.097)	-0.066 (0.046)
Infraction sexuelle	-0.166 (0.201)	-0.134 (0.207)	0.149 (0.268)	-0.152 (0.114)
Voies de fait	0.046 (0.061)	-0.124* (0.056)	0.028 (0.081)	-0.039 (0.035)
Autre infraction	-0.018 (0.079)	-0.105 (0.074)	0.134 (0.096)	- -
Durée de la sentence				
4 à 6 mois	-0.130** (0.043)	-0.137** (0.044)	-0.198** (0.073)	-0.144*** (0.028)
7 à 9 mois	-0.115* (0.053)	-0.162** (0.053)	-0.228*** (0.068)	-0.141*** (0.032)
Plus de 9 mois	-0.176*** (0.042)	-0.249*** (0.038)	-0.294*** (0.052)	-0.230*** (0.024)
Effets fixes inclus mais non présentés				
Centre de détention	-	-	-	oui
Année de sentence	oui	oui	oui	oui
Région de l'infraction	oui	oui	oui	oui
Nombre d'observations	786	862	416	2149

Tableau 12 – Estimation par appariement sur le score de propension.
Effets de participer à au moins un programme sur la probabilité de récidive (globale).
 (Appariement par groupes de 5 « proches voisins ».
 Écart-types calculés par la méthode de Abadie et Imbens, 2006.)

	EDM	EDQ	SJE	SJE-Inuit
Effets de traitement				
ATT	-0.300*** (0.014)	-0.090*** (0.012)	-0.117*** (0.015)	-0.206*** (0.052)
ATU	-0.317*** (0.021)	-0.203*** (0.022)	-0.164*** (0.030)	-0.233*** (0.054)
ATE	-0.313*** (0.017)	-0.184*** (0.019)	-0.154*** (0.025)	-0.220*** (0.044)
Nb. obs. - non-participants				
Sur le support commun	9608	7040	5158	381
Hors du support commun	320	1096	203	97
Total	9928	8136	5361	478
Nb. obs. - participants				
Sur le support commun	3082	1385	1386	340
Hors du support commun	0	0	0	12
Total	3082	1385	1386	352
Nb. obs. - total	13010	9521	6747	830

Tableau 13 - Estimation par appariement sur le score de propension.
Effets de participer à au moins un programme sur la probabilité de récidive (globale)
 Individus ayant été évalués par le LS/CMI.
 (Appariement par groupes de 5 « proches voisins ».
 Écart-types calculés par la méthode de Abadie et Imbens, 2006.)

	EDM	EDQ	SJE	SJE-Inuit
Effets de traitement				
ATT	-0.433 (0.023)	-0.234*** (0.033)	-0.240*** (0.031)	-0.326*** (0.098)
ATU	-0.457 (0.03)	-0.315*** (0.026)	-0.247*** (0.029)	-0.453*** (0.064)
ATE	-0.446 (0.022)	-0.289*** (0.021)	-0.244*** (0.026)	-0.368*** (0.079)
Nb. obs. - non-participants				
Sur le support commun	2166	2181	1470	91
Hors du support commun	156	561	254	43
Total	2322	2742	1724	134
Nb. obs. - participants				
Sur le support commun	1823	1057	987	186
Hors du support commun	8	9	10	34
Total	1831	1066	997	220
Nb. obs. - total	4153	3808	2721	354

Tableau 14 - Estimation par IPW des effets de la participation à au moins un programme sur la probabilité de récidive (globale) à la première incarcération

	EDM	EDQ	SJE	SJE-Inuit
Effets de traitement				
ATT	-0.259*** (0.013)	-0.091*** (0.011)	-0.088*** (0.012)	-0.197*** (0.062)
ATE	-0.241*** (0.020)	-0.144*** (0.009)	-0.090*** (0.018)	-0.198*** (0.046)
Nb. obs.	8940	5966	4564	563

Tableau 15 - Estimation par IPW des effets de la participation à au moins un programme sur la probabilité de récidive (globale) à la première incarcération (individus évalués par le LS/CMI)

	EDM	EDQ	SJE
Effets de traitement			
ATT	-0.417*** (0.025)	-0.227*** (0.026)	-0.192*** (0.028)
ATE	-0.382*** (0.023)	-0.265*** (0.017)	-0.178*** (0.020)
Nb. obs.	2813	2413	1914

Tableau 16 - Estimation par IPW des effets de la participation à différents types de programmes sur la probabilité de récidive (globale) à la première incarcération.

	EDM	EDQ	SJE
ATE			
Développement de soi	-0.172** (0.086)	-0.094*** (0.034)	-0.098*** (0.022)
Employabilité	-0.280*** (0.024)	-	-0.117*** (0.028)
Loisirs	-0.191*** (0.039)	-	-0.050 (0.041)
Problématique	-0.300*** (0.025)	-0.070* (0.037)	-0.094*** (0.027)
Éducation	-0.211*** (0.025)	-	-0.064 (0.048)
Divers	-0.175*** (0.045)	-	-0.079** (0.035)
Nb. obs.	8940	5926	4564

Tableau 17 - Estimation par IPW des effets de la participation à différents types de programmes sur la probabilité de récidive (globale) à la première incarcération (individus évalués par le LS/CMI)

	EDM	EDQ	SJE
ATE			
Développement de soi	-0.390*** (0.080)	-0.155***	-0.189*** (0.025)
Employabilité	-0.408*** (0.025)	-	-0.163*** (0.049)
Loisirs	-0.355*** (0.034)	-	-0.193*** (0.036)
Problématique	-0.411*** (0.036)	-0.254*** (0.018)	-0.108** (0.048)
Éducation	-0.381*** (0.029)	-	-0.180*** (0.042)
Divers	-0.397*** (0.043)	-	-0.180*** (0.036)
Nb. obs.	2813	2405	1914

Figure 6 - Régressions linéaires locales des estimations des effets de traitement moyen pour les participants (ATT) et les non-participants (ATU), conditionnellement au score propension pour les détenus de l'EDM.

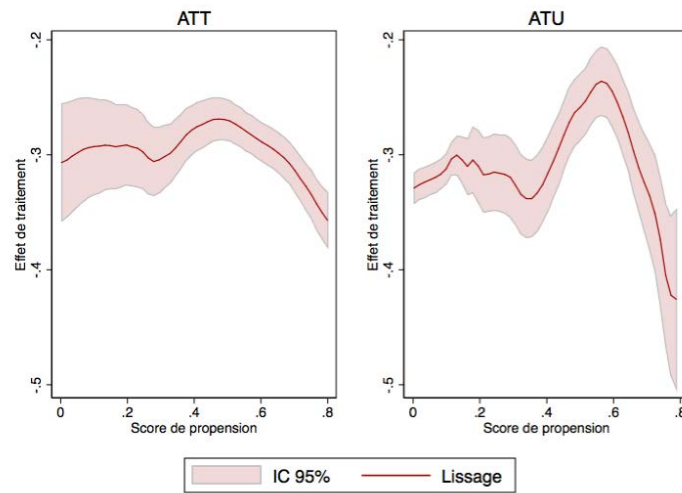


Figure 7 - Régressions linéaires locales des estimations des effets de traitement moyen pour les participants (ATT) et les non-participants (ATU), conditionnellement au score propension pour les détenus de l'EDQ

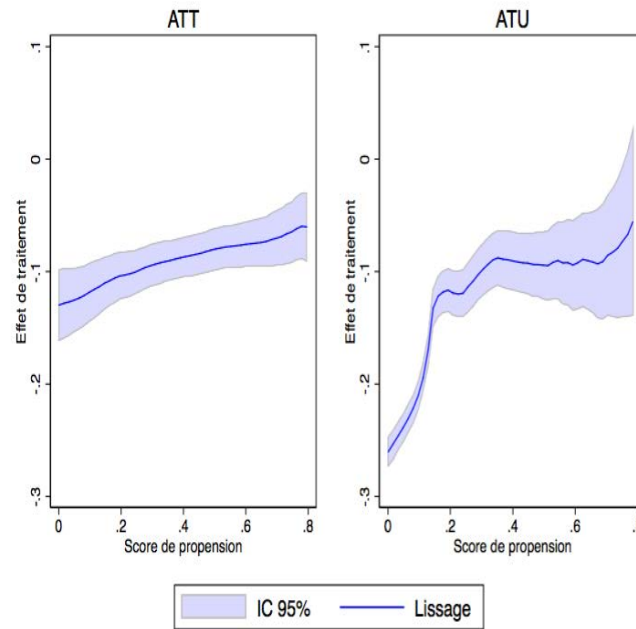


Figure 8 - Régressions linéaires locales des estimations des effets de traitement moyen pour les participants (ATT) et les non-participants (ATU), conditionnellement au score propension pour les détenus de SJE

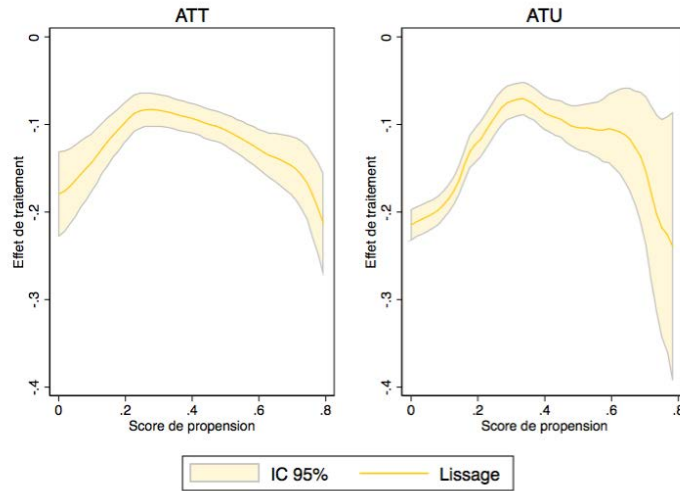
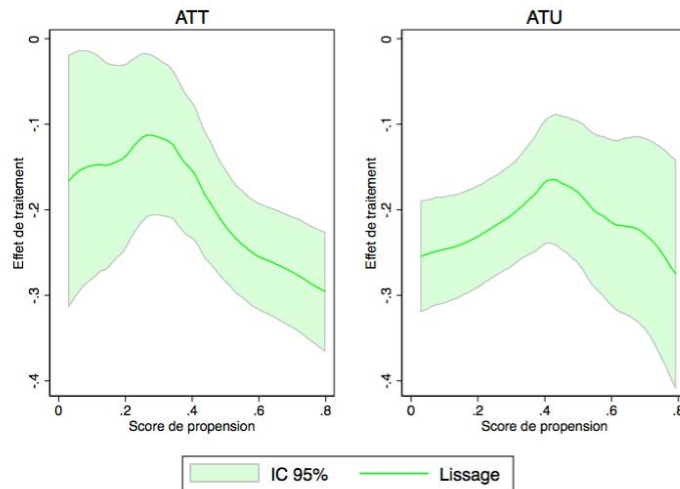


Figure 9 - Régressions linéaires locales des estimations des effets de traitement moyen pour les participants (ATT) et les non-participants (ATU), conditionnellement au score propension pour les détenus inuits de SJE



ANNEXE B – CONSTRUCTION DE LA BASE DE DONNÉES

Dans cette section, nous détaillerons la construction de la base de données ainsi que les hypothèses sous-jacentes. Pour des fins de concision, nous donnerons en exemple la base de

données sur l'établissement de Québec. Les bases de données pour Montréal et Saint-Jérôme ont été construites de façon tout à fait similaire. Les données utilisées ici sont complètement fictives et ne servent qu'à titre d'exemple.

Supposons que nous avons les données sur les sentences suivantes (fichier sur les sentences globales) sur les individus AXY et AFP :

Dossier	Date de sentence	Date de fin de sentence	Délit	Établissement (début)
AXY	2010-01-30	2011-02-01	CC0733	EDQ
AXY	2012-03-03	2012-03-21	CC0264	EDQ
AXY	2016-01-01	2016-08-14	ST0004	SJE
AFP	2014-07-10	2014-09-11	CC0734	EDQ

et les données sur les admissions suivantes :

Dossier	Date d'admission	Étab. (début)	Étab. (fin)
AXY	2010-01-31	EDQ	EDQ
AXY	2012-03-07	EDQ	BCO
AFP	2014-07-10	EDQ	HUL

Nous utilisons la fonction SQL de jointure à droite afin de former le jeu de données suivant, où toutes les combinaisons du même numéro de dossier sont affichées. L'algorithme joindra deux lignes si, dans ce cas-ci, le numéro de dossier est le même et si l'établissement de début correspond.

Dossier	Date de sentence	Date de fin de sentence	Délit	Date d'admission	Étab. (début)	Étab. (fin)
AXY	2010-01-30	2011-02-01	CC0733	2010-01-31	EDQ	EDQ

AXY	2010-01-30	2011-02-01	CC0733	2012-03-07	EDQ	BCO
AXY	2012-03-03	2012-03-21	CC0264	2010-01-31	EDQ	EDQ
AXY	2012-03-03	2012-03-21	CC0264	2012-03-07	EDQ	SJE
AXY	2016-01-01	2016-08-14	ST0004	NA	SJE	NA
AFP	2014-07-10	2014-09-11	CC0734	2014-07-10	EDQ	HUL

Dans cet exemple, la troisième sentence de AXY est purgée en milieu ouvert, c'est pourquoi l'information sur son admission n'est pas répertoriée au sein du fichier des admissions. Maintenant, nous calculons la différence, en jour, entre la date de sentence et la date d'admission. Pour chaque dossier et pour chaque date de sentence unique, nous conservons l'observation qui présente la plus petite différence.

Dossier	Date de sentence	Date de fin de sentence	Délit	Date d'admission	Étab. (début)	Étab. (fin)	Différence
AXY	2010-01-30	2011-02-01	CC0733	2010-01-31	EDQ	EDQ	1 jour
AXY	2010-01-30	2011-02-01	CC0733	2012-03-07	EDQ	BCO	766 jours
AXY	2012-03-03	2012-03-21	CC0264	2010-01-31	EDQ	EDQ	762 jours
AXY	2012-03-03	2012-03-21	CC0264	2012-03-07	EDQ	SJE	4 jours
AXY	2016-01-01	2016-08-14	ST0004	NA	SJE	NA	NA
AFP	2014-07-10	2014-09-11	CC0734	2014-07-10	EDQ	HUL	0 jour

À présent, nous joignons les données restantes aux données sur les programmes. Pareillement, nous joignons sur le numéro de dossier. Par exemple, supposons que nous ayons l'information sur les programmes de Québec suivante :

Dossier	Date de participation	Nom du programme
AXY	2010-04-06	Parcours 1
AXY	2012-03-10	Parcours 2

AXY	2012-03-12	Parcours 3
-----	------------	------------

Alors, en jumelant les observations pour lesquelles la participation est possible (c'est-à-dire si la date de participation est comprise entre les dates de début et de fin de sentence), le jeu de données est maintenant (nous enlevons quelques variables pour faire de l'espace) :

Dossier	Date de sentence	Date de fin de sentence	Étab. (début)	Étab. (fin)	Date de participation	Nom du programme
AXY	2010-01-30	2011-02-01	EDQ	EDQ	2010-04-06	Parcours 1
AXY	2012-03-03	2012-03-21	EDQ	SJE	2012-03-10	Parcours 2
AXY	2012-03-03	2012-03-21	EDQ	SJE	2012-03-12	Parcours 3
AXY	2016-01-01	2016-08-14	SJE	NA	NA	NA
AFP	2014-07-10	2014-09-11	EDQ	HUL	NA	NA

Dans cet exemple, l'individu AXY, lors de sa deuxième sentence, a participé à deux activités différentes lors de la même détention. Nous conservons, pour cet individu, l'activité la plus récente à laquelle il a participé en prenant soin de noter à combien d'activités il a participé. De plus, l'individu AFP n'a participé à aucun programme lors de sa sentence. Le jeu de données devient :

Dossier	Date de sentence	Date de fin de sentence	Étab. (début)	Étab. (fin)	Date de participation	Nom du programme	Nombre de programmes
AXY	2010-01-30	2011-02-01	EDQ	EDQ	2010-04-06	Parcours 1	1
AXY	2012-03-03	2012-03-21	EDQ	SJE	2012-03-12	Parcours 3	2
AXY	2016-01-01	2016-08-14	SJE	NA	NA	NA	0
AFP	2014-07-10	2014-09-11	EDQ	HUL	NA	NA	0

Les méthodes qui seront utilisées pour mener nos analyses demandent que chaque participant ait une contre-factuelle, c'est-à-dire une personne qui présente des caractéristiques similaires, mais qui n'a pas participé à un programme. Pour cela, nous devons être certains que l'individu n'ait pas participé, et ce, pour tous les établissements où il

a séjourné. En effet, comme nous n'avons que les données sur les programmes des établissements de Québec, Montréal et Saint-Jérôme, nous ne pouvons pas savoir si, dans le cas de l'individu AFP par exemple, un programme a été complété dans un autre centre. Ces observations ne sont pas conservées puisque cela pourrait introduire un biais systématique dans notre analyse. Ainsi, l'observation sur le contrevenant AFP est retirée. Autrement dit, nous ne conservons que les non-participants qui ont commencé et terminé leur séjour au centre de détention de Québec, et ce, durant la période d'observation des programmes.

Le jeu de données est maintenant :

Dossier	Date de sentence	Date de fin de sentence	Étab. (début)	Étab. (fin)	Date de participation	Nom du programme	Nombre de programmes
AXY	2010-01-30	2011-02-01	EDQ	EDQ	2010-04-06	Parcours 1	1
AXY	2012-03-03	2012-03-21	EDQ	SJE	2012-03-12	Parcours 3	2
AXY	2016-01-01	2016-08-14	SJE	NA	NA	NA	0

Nous pouvons maintenant calculer le délai entre la fin de la mesure et la date de la prochaine sentence. Encore une fois, nous éliminons quelques variables pour la simplicité.

Dossier	Date de sentence	Date de fin de sentence	Nom du programme	Nombre de programmes	Date de la prochaine sentence	Délai avant la prochaine sentence
AXY	2010-01-30	2011-02-01	Parcours 1	1	2012-03-03	396 jours
AXY	2012-03-03	2012-03-21	Parcours 3	2	2016-01-01	1399 jours
AXY	2016-01-01	2016-08-14	NA	0	Aucune	Aucune

Qui plus est, nous jumelons les observations aux données contenues dans le LS/CMI de la même façon. Nous considérons qu'une évaluation est encore valide si elle a été faite dans une fenêtre de quatre ans, soit deux ans avant ou après une sentence.

ANNEXE C – MÉTHODOLOGIE

Dans cette section, nous tenterons de donner l'intuition derrière les méthodes qui sont utilisées pour répondre à nos questions de recherche. Notre objectif est triple : nous chercherons à quantifier l'impact qu'à la participation volontaire à une mesure axée sur la réinsertion sociale sur

1. la probabilité de récidive;
2. le nombre de récidives commises;
3. le temps écoulé entre la libération et la récidive, s'il y a lieu.

Nous couvrirons chacune des méthodes permettant de modéliser ces trois quantités en insistant sur l'intuition derrière ces méthodes ainsi que les stratégies d'estimation.

Méthode d'estimation selon l'appariement par score de propension²⁸

Comme nous l'avons vu dans la revue de littérature, la participation aux interventions axées sur la réinsertion sociale est endogène avec la récidive, c'est-à-dire que la participation n'est pas le fruit du hasard. Il est plausible que les contrevenants les plus enclins à y participer soient aussi les plus enclins à ne pas récidiver. L'évaluation de ce type de programme se prête difficilement aux expériences randomisées; il serait peu éthique de faire bénéficier les programmes auprès de certains individus, mais d'en priver d'autres. Une méthode pour corriger ce biais de sélection est le *propensity score matching*, méthode souvent utilisée dans les articles ci-haut mentionnés qui présentent une méthodologie rigoureuse. Dans cette section, nous couvrirons les grandes lignes de cette méthode et en présenterons les principales extensions.

²⁸ Voir Angrist et Pischke (2008); Becker et Ichino (2002); Rosenbaum et Rubin (1983); Lopez et Gutman (2017)

L'idée est de calculer, pour chaque individu, un score de propension, soit la probabilité que l'individu participe à un programme étant donné ses caractéristiques. Mathématiquement :

$$p(X) \equiv \text{Prob}(D = 1 | X) = E(D | X),$$

où $D = 1$ si un individu participe au traitement (un programme, dans notre cas). Notons par Y_0 la variable dépendante d'intérêt (récidive ou non, nombre de récidives, etc.) pour un individu n'ayant pas participé à un programme et Y_1 , pour un individu ayant participé. Nous faisons les hypothèses suivantes, qui sont la clé de l'algorithme :

$$Y_0, Y_1 \text{ sont indépendantes de } D | X;$$

$$Y_0, Y_1 \text{ sont indépendantes de } D | p(X).$$

Ces hypothèses stipulent que l'issue du traitement est indépendante (conditionnellement aux caractéristiques) du traitement et que la seule différence qui existera entre les participants et les non-participants soit le résultat du traitement. Si ces deux hypothèses tiennent, alors l'assignation aux programmes peut être vue comme aléatoire.

L'algorithme se déroule étape par étape.

1. Nous estimons une régression binaire (soit probit ou logit) pour déterminer la probabilité de chaque individu de participer à un programme.

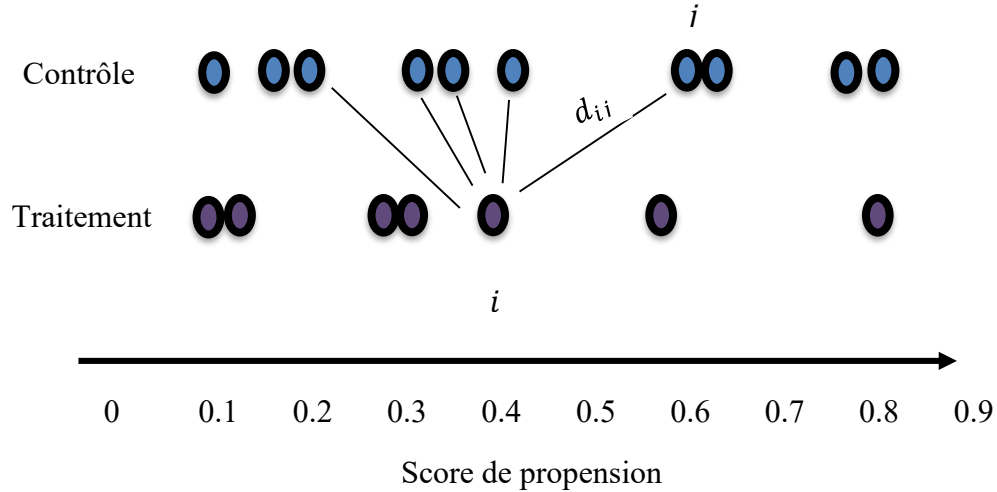
$$\text{Prob}(D_i = 1 | X_i) = \Phi(h(X_i)) \text{ ou } \Lambda(h(X_i)).$$

Cette étape nous fournira un score de propension pour tous les individus.

2. Diviser l'échantillon en p parties égales par rapport au score de propension. Parmi les p intervalles, la moyenne des scores de propension des participants et des non-participants ainsi que leurs caractéristiques doivent être les mêmes.
3. Jumeler chaque participant à un ou plusieurs individus qui n'ont pas participé, mais qui ont un score de propension similaire. Plusieurs algorithmes sont possibles.
4. Procéder à l'analyse avec le nouvel échantillon ainsi construit.

L'étape 3 de l'algorithme peut se faire de différentes façons. Nous décrivons ici celui que nous utiliserons, le *weighted nearest neighbour algorithm*. Une fois l'étape 1 réalisée, chaque

individu des deux groupes a reçu un score de propension. On peut alors jumeler l'individu d'intérêt i du groupe participant à ses k plus proches voisins du groupe contrôle.



Nous calculons ensuite la distance entre l'individu du groupe de traitement (point rouge) et chacun de ses k plus proches voisins (points jaunes) et nous désignons cette distance d_{ij} avec $j = 1 \dots k$. À chacun des cercles jaunes, nous attribuons un poids $w_j = \left(\frac{d_{ij}}{\sum_j d_{ij}}\right)^{-1}$ de telle sorte que $\sum_j w_j^* = 1$, et où les w^* sont les poids normalisés. Voyons un exemple pour y voir plus clair. Supposons que nous ayons le jeu de données suivant :

ID	ÂGE	CRIME	PART	SCORE
A12	28	Personne	Oui	0,78
B65	45	Bien	Non	0,30
F87	18	Drogue	Non	0,90
J41	27	Personne	Non	0,80
S13	70	Conduite	Non	0,10

Pour chaque personne non participante, nous calculons sa distance avec l'individu participant.

ID	ÂGE	CRIME	PART	SCORE	DISTANCE	POIDS	NORMALISÉ
A12	28	Personne	Oui	0,78	NA	NA	
B65	45	Bien	Non	0,30	0,48	0,48/1,30 = 2,71	2,71/80,45 = 0,03
F87	18	Drogue	Non	0,90	0,12	10,83	0,13
J41	27	Personne	Non	0,80	0,02	65	0,81
S13	70	Conduite	Non	0,10	0,68	1,91	0,02
TOTAL					1,30	80,45	1

À partir de ces poids, nous créons un individu fictif qui est une combinaison de vrais individus. L'individu fictif aura donc des caractéristiques semblables à l'individu qui a participé au programme sans toutefois y avoir participé. Notons finalement qu'il est possible de faire tendre k vers l'infini, de sorte que chaque vrai individu ait un poids donné, poids qui tendra vers zéro à mesure que la distance augmente.

Jusqu'à maintenant, nous n'avons traité que le cas où l'on considère seulement si un individu a participé à un programme ou non, et ce, sans égard au type de programme. Plus tard dans l'analyse, il sera intéressant de comparer les différents types de programmes entre eux. Cette analyse nécessitera le *multiple treatment effect*.

Supposons maintenant que le traitement puisse se décliner en plusieurs programmes : $T = \{t_1, t_2, \dots, t_z\}$, où chaque t est un programme différent. Nous devons évaluer la probabilité de chaque individu de participer à chaque programme; nous appellerons ce vecteur $R(X_i)$ pour l'individu i . Par exemple, si nous avons $R(X_i) = (0,3 \ 0,6 \ 0,10)$, alors nous avons estimé que l'individu i a 30% de chance de s'inscrire au premier programme, 60% de chance pour le deuxième et ainsi de suite. Le but sera de trouver un individu j ayant la même distribution de probabilité que i , et ce, pour l'ensemble des programmes. Cette estimation peut être faite de différentes façons; la régression logistique multinomiale ou le probit

multinomial sont des extensions des modèles que nous avons couverts plus tôt. Cette fois, la variable dépendante peut prendre jusqu'à m valeurs différentes.

Finalement, nous pouvons calculer l'effet moyen du traitement sur la population en appliquant la formule suivante pour chaque paire de traitements (PATE, *population average treatment effect*) :

$$\widehat{PATE}_{t_1 t_2} = E(\widehat{Y}_i(t_1)) - E(\widehat{Y}_i(t_2)),$$

$$\text{où } E(\widehat{Y}_i(t_p)) = \left(\sum_i \frac{I(T_i=t_p)Y_i}{r(t_p, X_i)} \right) \left(\sum_i \frac{I(T_i=t_p)}{r(t_p, X_i)} \right)^{-1}, \text{ avec } p = \{1, 2\}.$$

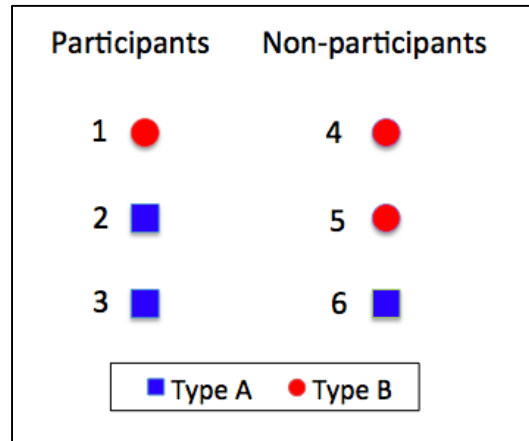
Méthode d'estimation par la méthode dite de « Inverse Probability Weighting »²⁹

L'estimation par IPW compare le taux de récurrence entre participants et les non-participants en pondérant chaque observation de manière à rendre les deux groupes comparables.

Supposons pour simplifier qu'il existe seulement deux types de détenus : le type A (très à risque de récidiver) et le type B (peu à risque). La distribution des types selon le statut de participation est la suivante : les participants comptent deux individus du type A et un individu du type B. Les non-participants comptent un individu du type A et deux du type B. Cette situation est illustrée dans la figure ci-dessous.

²⁹ Voir Angrist et Pischke (2008); Becker et Ichino (2002); Rosenbaum et Rubin (1983); Lopez et Gutman (2017)

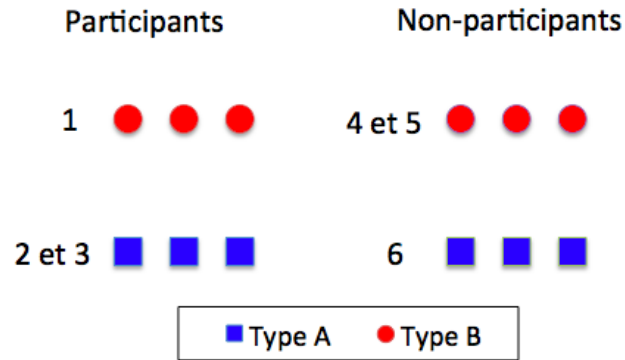
Figure - Exemple fictif de composition des types sans pondération



Les deux groupes ne sont pas comparables. L'individu 1 peut servir de contre-factuel pour les individus 4 et 5, mais est sous-représenté chez les participants. À l'inverse, les individus 2 et 3 peuvent servir de contre-factuels pour l'individu 6, mais est surreprésenté dans son groupe.

L'estimation par IPW corrige ce problème en pondérant chaque individu par l'inverse de la probabilité d'être dans son groupe. Dans l'exemple ci-dessus, les individus du type A ont deux chances sur trois de participer. Les individus 2 et 3 seront donc pondérés par $3/2$, soit l'inverse de la probabilité d'être dans le groupe des participants. À l'inverse, l'individu 6, aura une pondération de 3, car les individus du type A ont une chance sur trois de ne pas participer. Par la même logique, l'individu 1 aura une pondération de 3 et les individus 4 et 5 auront une pondération de $3/2$. La figure ci-dessous illustre la composition des deux types dans les deux groupes une fois que les observations ont été pondérées. Chaque groupe compte un nombre identique d'individus (pondérés) de chaque type, ce qui permet de comparer directement la récurrence entre deux groupes.

Figure - Exemple fictif de composition des types avec pondération



En pratique, on calcule la probabilité de participation non pas pour deux types, mais pour chaque individu en fonction de ses caractéristiques observables. Cela peut être fait de la même manière que pour le calcul du score de propension dans l'estimation par PSM, soit par une estimation par modèle logit. L'approche par IPW est toutefois plus générale et permet d'estimer ce score pour des traitements multiples, par exemple à l'aide d'un modèle logit multinomial.

Formellement, l'estimateur du taux de récidence moyen pour chaque valeur t de traitement est :

$$\hat{\mu}_t^{IPW} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Y_i \mathbf{1}(t_i = t) / \hat{p}(t_i = t | \mathbf{x}_i),$$

où Y_i est la récidence de l'individu i (0 ou 1), N est le nombre d'observations, t_i est le traitement (ou programme) de l'individu i , et \mathbf{x}_i est un vecteur de caractéristiques observables utilisées pour estimer la probabilité \hat{p}_{it} que l'individu i participe au programme t . L'estimation de l'effet de traitement moyen se calcule en prenant la différence entre les taux de récidence de chaque traitement. La significativité de l'écart se vérifie à l'aide d'un simple test de *student*.

Notons finalement une limite de l'approche. Puisqu'elle accorde un poids plus élevé aux observations moins standard, il est possible que quelques observations aient un poids disproportionnellement grand dans l'estimation. Il peut donc parfois être nécessaire de limiter le nombre de caractéristiques utilisées quand la taille de l'échantillon est trop faible, sans quoi certains individus ayant des combinaisons de caractéristiques particulières auront trop de poids dans l'estimation, menant à de mauvaises propriétés statistiques.