

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT DE LA LÉGALISATION DU CANNABIS SUR L'USAGE DE DROGUES ET
SUR LES SURDOSES AU CANADA, DANS LE CONTEXTE DE LA CRISE DES
OPIOÏDES

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE DE
MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
FRÉDÉRIC PITZ

AVRIL 2026

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.12-2023). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens d'abord à exprimer ma profonde gratitude à mes directeurs, Andrei Munteanu et Nicolas Marceau, pour leur disponibilité, leur confiance et la liberté intellectuelle qu'ils m'ont accordée tout au long de ce projet. Je remercie également l'ensemble des professeurs du Département des sciences économiques, et plus particulièrement Charles Séguin, dont l'accompagnement et les conseils ont marqué mon parcours universitaire.

Je souhaite exprimer ma reconnaissance envers ma famille : mes parents, mes deux sœurs, Flavie, ma conjointe, ainsi que ma deuxième famille et ma belle-famille. Leur soutien moral, leur patience et leur tolérance face à mes absences au cours de ces années chargées ont rendu ce mémoire possible.

Mes remerciements s'adressent aussi aux associations étudiantes qui ont façonné mon passage à l'université, l'AESE et l'AéESG, qui m'ont offert un espace d'engagement, d'apprentissage et d'épanouissement. Je remercie également le GRCH pour ses retours constructifs, ainsi que le CRSH et l'ESG UQAM pour leur soutien financier.

Enfin, je souhaite remercier les enseignantes et enseignants qui ont accompagné mon cheminement :

à mes professeurs du primaire, qui m'ont transmis les bases essentielles ;

à ceux du secondaire, qui m'ont donné confiance ;

à ceux du cégep, qui m'ont montré l'étendue du possible ;

et à mes professeurs universitaires, qui m'ont offert les outils nécessaires pour contribuer, à ma manière, aux enjeux qui me tiennent à cœur.

À toutes celles et ceux qui, de près ou de loin, ont soutenu ce parcours : merci.

Ce travail a bénéficié d'un usage limité de l'outil d'intelligence artificielle ChatGPT 5.1, utilisé uniquement pour une révision linguistique légère et un soutien à la production de code dans le logiciel R.

DÉDICACE

*À Tommy, dont l'influence continue de guider mes choix, mes intérêts et ma façon
d'aborder le monde.*

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	vi
LISTE DES FIGURES	viii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE	3
1.1 Consommation de cannabis	3
1.2 Consommation d'autres drogues	5
1.3 Surdoses accidentelles	7
1.4 Portée méthodologique des études empiriques	9
1.5 Positionnement de l'étude	10
CHAPITRE II CADRE CONCEPTUEL ET MÉCANISMES	12
2.1 Effet de substitution	13
2.2 Effet d'accès limité	13
2.3 Effet de drogue d'introduction	14
2.4 Renforcement stratégique du marché souterrain	15
2.4.1 Modèle théorique	16
2.5 Discussion croisée des mécanismes	26
CHAPITRE III DONNÉES	28
3.1 Sources des données	28
3.2 Construction des variables	30
3.3 Limites des données	31
3.4 Statistiques descriptives	33
3.5 Étude tendancielle	35
CHAPITRE IV MÉTHODOLOGIE	41

4.1	Modèle de différence-en-différence	42
4.2	Modèle d'étude d'événement	44
4.3	Méthode de différence-en-différence synthétique	45
CHAPITRE V RÉSULTATS		47
5.1	Étude d'événement	48
5.2	différence-en-différence	50
5.3	Méthodes complémentaires	53
5.3.1	différence-en-différence synthétique	53
5.3.2	Test placebo	58
5.4	Hétérogénéité des effets	58
5.4.1	Hétérogénéité selon l'âge	59
5.4.2	Hétérogénéité provinciale	61
5.5	Discussion	64
CONCLUSION		67
ANNEXE		x

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Quantités d'équilibre selon le scénario et la structure de coûts	25
3.1 Statistiques descriptives des variables pour le Canada	33
3.2 Études tendanciennes au Canada : consommation de cannabis, usage d'autres drogues illicites et surdoses accidentelles	37
5.1 Effets de la légalisation : comparaison des modèles DiD	51
5.2 Effet de la légalisation selon l'âge et la variable étudiée	59
5.3 Effet de la légalisation sur la consommation de cannabis, par province (modèles DiD)	61
A.1 États inclus dans le groupe USNL	x
C.1 Effets annuels estimés dans le modèle d'étude d'événement	xii
D.1 Résultats du test placebo en différences-en-différences (année fictive de légalisation : 2015)	xiii
E.1 Poids temporels utilisés dans l'estimation SDID pour la consommation de cannabis, Canada vs États non légalisés	xiv
F.1 Poids des États n'ayant jamais légalisé dans l'estimation SDID pour la consommation de cannabis	xv
G.1 Coefficients de l'étude d'événement pour la consommation d'autres drogues, Canada vs États non légalisés (référence : 2017)	xvi
H.1 Poids temporels utilisés dans l'estimation SDID pour la consommation d'autres drogues, Canada vs États non légalisés	xvii
I.1 Poids des États n'ayant jamais légalisé dans l'estimation SDID pour la consommation d'autres drogues	xviii
J.1 Coefficients de l'étude d'événement pour les surdoses accidentelles, Canada vs États non légalisés (référence : 2017)	xix
K.1 Poids temporels utilisés dans l'estimation SDID pour les surdoses accidentelles, Canada vs États non légalisés	xx

L.1 Poids des États n'ayant jamais légalisé dans l'estimation SDID pour les sur-	
doses accidentelles	xxi
O.1 Effets de la légalisation : modèles DiD sans effets fixes	xxvii

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 Couverture temporelle des sources de données utilisées	29
3.2 Évolution des variables au Canada	34
3.3 Comparaison descriptive des tendances : Canada, États-Unis et États USNL	39
5.1 Études d'événement pour les trois variables	49
5.2 Effets estimés par la méthode SDID	54
5.3 Études d'événement pondérées par les poids SDID	56
5.4 Évolution de la consommation de cannabis dans les provinces canadiennes .	62
B.1 Modèle d'effet fixe d'année pour la consommation de cannabis, l'usage d'autres drogues illicites et les surdoses accidentelles au Canada (Modèle 4)	xi
N.1 Effets estimés par la méthode SDID : usage de cannabis	xxiv
N.2 Effets estimés par la méthode SDID : usage d'autres drogues	xxv
N.3 Effets estimés par la méthode SDID : surdoses accidentelles	xxvi

RÉSUMÉ

La légalisation du cannabis à usage récréatif, mise en œuvre au Canada en octobre 2018, survient dans un contexte marqué par une crise des opioïdes dont l'ampleur ne cesse de croître. Ce mémoire évalue si cette réforme a non seulement modifié l'usage du cannabis, mais aussi la consommation d'autres drogues et la trajectoire des surdoses accidentelles. L'analyse s'appuie sur des données harmonisées pour le Canada et un groupe de comparaison composé des États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis. Trois méthodes quasi expérimentales sont utilisées : un modèle en différence-en-différences, une étude d'événement et une approche de différence-en-différences synthétiques.

Le cadre conceptuel présente quatre mécanismes théoriques pouvant produire des effets contrastés et inclut un modèle théorique de type Cournot qui modélise l'adaptation stratégique du marché souterrain. Ce cadre ne permet pas d'anticiper un effet net de la légalisation, car plusieurs mécanismes vont dans des directions opposées. L'effet total est incertain, ce qui justifie l'analyse empirique. L'étude tient également compte des variations selon l'âge et selon les provinces.

Les résultats montrent une hausse nette et robuste de la consommation de cannabis après 2018. En revanche, la qualité des données disponibles sur l'usage d'autres drogues ne permet pas de dégager un effet clair. L'analyse des surdoses ne révèle pas de changement significatif de la trajectoire canadienne. Dans un contexte où la distribution du fentanyl domine les dynamiques de mortalité, rien n'indique que la légalisation du cannabis ait contribué à accentuer la crise des opioïdes.

Mots-clés : légalisation du cannabis ; différence-en-différences ; étude d'événement ; surdoses accidentelles ; opioïdes.

INTRODUCTION

La légalisation du cannabis à usage récréatif, entrée en vigueur au Canada en octobre 2018, constitue l'une des réformes majeures de la politique en matière de drogues des dernières décennies (Fischer *et al.*, 2020). Elle survient dans un contexte où le Canada fait simultanément face à une crise d'opioïdes dont l'ampleur ne cesse de croître depuis le milieu des années 2010 (Scholl, 2019). La distribution à grande échelle du fentanyl et de ses dérivés a profondément modifié la composition du marché illicite et généré une hausse soutenue des décès accidentels liés aux drogues (Scholl, 2019). L'intersection de ces dynamiques soulève un enjeu central pour la santé publique et pour l'analyse économique de la consommation. Comprendre si la légalisation du cannabis a influencé l'usage d'autres substances ou l'évolution des surdoses constitue une question empirique essentielle, et ce mémoire vise précisément à y répondre.

Ce mémoire répond à la question suivante : la légalisation du cannabis en 2018 a-t-elle modifié la consommation d'autres drogues et la trajectoire des surdoses accidentelles au Canada, et si oui, par quels mécanismes économiques ces effets peuvent-ils s'expliquer ? La littérature suggère des effets potentiellement opposés, mais ne permet pas de trancher empiriquement, notamment en raison de la courte période d'observation et de l'hétérogénéité des contextes étudiés.

Ce travail apporte quatre contributions principales. Premièrement, il propose un cadre conceptuel structuré autour de quatre mécanismes économiques (substitution, accès limité, drogue d'introduction, renforcement du marché souterrain). Ceux-ci permettent de préciser les effets théoriquement attendus de la légalisation sur la consommation d'autres substances. Ce cadre est formalisé à l'aide d'un modèle théorique original de type Cournot. Ce modèle illustre comment la disparition du marché illicite du cannabis peut, selon les fonctions de coûts des entreprises souterraines, entraîner une hausse ou une baisse de l'offre et de la quantité consommée d'autres drogues. Deuxièmement, ce mémoire constitue la première analyse

comparée Canada-États-Unis portant simultanément sur la consommation de cannabis, la consommation d'autres drogues et les surdoses accidentelles depuis la légalisation récréative de 2018. Troisièmement, il utilise comme groupe de contrôle les États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis, ce qui permet de construire un contrefactuel crédible pour isoler l'effet propre de la réforme canadienne. Quatrièmement, il examine l'hétérogénéité des effets selon l'âge et selon les provinces, aspect largement absent de la littérature existante.

La stratégie empirique repose sur trois approches complémentaires : un modèle en différence-en-différence, une analyse d'étude d'événement permettant de tracer les effets année par année, et une méthode de différence-en-différence synthétique afin de renforcer la crédibilité causale des estimations. L'ensemble des analyses utilise des données harmonisées issues des enquêtes canadiennes et américaines sur la consommation de substances, ainsi que les statistiques officielles de mortalité par surdose.

Quatre résultats principaux émergent. Premièrement, la légalisation a entraîné une hausse nette et robuste de la consommation de cannabis, cohérente entre les différents modèles. Deuxièmement, les données disponibles sur l'usage d'autres drogues demeurent trop limitées pour conclure à un effet direct. Toutefois, l'absence de variation dans les surdoses suggère que la légalisation a probablement un effet nul sur les autres drogues. Troisièmement, la trajectoire des surdoses accidentelles ne montre aucun changement particulier après 2018 par rapport aux États-Unis. Ceci indique que la légalisation du cannabis n'a pas été un catalyseur pour la crise des opioïdes, dont l'évolution reste dominée par la distribution de fentanyl. Enfin, les effets de la légalisation sont hétérogènes selon l'âge et les provinces. La hausse de la consommation de cannabis est particulièrement marquée chez les jeunes de 15 à 24 ans, et les effets provinciaux varient substantiellement selon les modalités concrètes d'implantation de la réforme.

Le mémoire est structuré comme suit. Le chapitre 1 présente la revue de littérature. Le chapitre 2 expose le cadre conceptuel et le modèle théorique. Le chapitre 3 décrit les données et leurs limites. Le chapitre 4 détaille la méthodologie empirique. Le chapitre 5 présente les résultats et leur interprétation. La conclusion revient sur les principaux enseignements, leurs implications en matière de politiques publiques, ainsi que les pistes de recherche futures.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

1.1 Consommation de cannabis

L'évaluation empirique des effets de la légalisation récréative du cannabis sur sa consommation est devenue une priorité dans la littérature économique et en santé publique, en raison de ses implications sociales et des incertitudes entourant ses effets à court et moyen terme. Les dynamiques de consommation post-légalisation font l'objet d'analyses principalement menées en Amérique du Nord, notamment au Canada, qui a légalisé le cannabis à des fins récréatives en 2018, ainsi que dans plusieurs États américains ayant adopté des politiques comparables depuis 2012.

La littérature empirique s'accorde largement à constater une hausse de la consommation de cannabis à la suite de la légalisation récréative. En comparant des États voisins, Dragone *et al.* (2019) montrent que la légalisation dans l'État de Washington a entraîné une augmentation mesurable de la consommation de cannabis. Plus largement, Sabia *et al.* (2024) estiment, à l'aide d'un modèle en différence-en-différence multi-périodes, que l'adoption des lois sur le cannabis récréatif est associée à une hausse d'environ 47 % de la consommation dans les États concernés. Ces résultats suggèrent que la légalisation du cannabis s'est traduite par une augmentation conséquente de sa consommation.

Les études menées aux États-Unis mettent en évidence une distinction claire selon l'âge des usagers. Cerdá *et al.* (2020) observent que la légalisation récréative s'accompagne d'une hausse de la consommation mensuelle et fréquente chez les personnes âgées de 18 à 25 ans ainsi que chez les adultes de 26 ans et plus, alors qu'aucune variation significative n'est

détectée chez les adolescents de 12 à 17 ans. Ces résultats rejoignent ceux de Smart et Pacula (2019), qui soulignent que les données disponibles montrent peu d'effet des lois récréatives sur l'usage des adolescents, mais une possible hausse chez les jeunes adultes. Anderson et Rees (2023), dans une revue systématique, confirment également cette absence d'effet chez les adolescents et rapportent même une légère baisse de la probabilité d'usage mensuel ou fréquent selon les données du *Youth Risk Behavior Survey* (YRBS) entre 1993 et 2017.

Les tendances observées au Canada confirment cette distinction selon l'âge. En s'appuyant sur les données de l'Enquête canadienne sur le cannabis (CCS) et de l'Enquête canadienne sur le tabac, l'alcool et les drogues (ECAD), Fischer *et al.* (2020) rapportent une hausse modérée de la consommation depuis la légalisation, concentrée parmi les jeunes adultes, tandis que la consommation demeure stable chez les adolescents. Hall *et al.* (2023) arrivent à des conclusions similaires : depuis 2019, la consommation récente de cannabis a légèrement augmenté chez les adultes, mais pas chez les adolescents. Les auteurs notent que cette évolution correspond à un effet attendu de la légalisation d'un produit auparavant illicite, possiblement accentué par une plus grande propension à déclarer son usage dans les enquêtes après 2018.

La distinction entre la marge extensive (le fait de consommer ou non) et la marge intensive (fréquence de consommation) permet de nuancer les effets observés de la légalisation. Au Canada, Hall *et al.* (2023) rapportent qu'entre 2018 et 2020, la proportion d'usagers quotidiens ou quasi quotidiens est demeurée stable, passant de 6 % à 8 % dans l'Enquête nationale sur le cannabis (ENC) et d'environ 25 % à 24 % parmi les usagers recensés dans le CCS. Les auteurs soulignent toutefois que la qualité et la comparabilité des données canadiennes demeurent limitées par rapport à celles des États-Unis. Dans ces derniers, Anderson *et al.* (2024), à partir d'un modèle d'étude d'événement appliqué aux données du YRBS pour 1993–2021, montrent que l'adoption des lois récréatives n'a entraîné aucune augmentation de la consommation mensuelle ni de la consommation fréquente (10 fois ou plus par mois) chez les adolescents. Toutefois, comme discuté précédemment, Cerdá *et al.* (2020) observent un effet significatif à la hausse de la consommation fréquente chez les adultes de 26 ans et plus après la mise en œuvre des lois récréatives. Dans ce contexte, le présent mémoire complète cette littérature en exploitant un horizon post-légalisation plus étendu que la majorité des

études existantes, ce qui permet d’observer la dynamique de moyen terme des ajustements de consommation. Les tendances empiriques observées confirment que les effets immédiats sont conséquents, mais montrent aussi que l’augmentation de l’usage de cannabis se poursuit au-delà des premières années couvertes dans les analyses antérieures. Le présent mémoire complète donc cette littérature en examinant spécifiquement la consommation de cannabis au Canada à la suite de la légalisation récréative de 2018, dans une perspective de moyen terme.

1.2 Consommation d’autres drogues

La question des effets de la légalisation sur la consommation d’autres drogues s’inscrit directement dans les débats politiques et sociaux qui ont précédé l’adoption de la Loi sur le cannabis en 2018. Le gouvernement libéral avait alors formulé deux objectifs principaux : soustraire les revenus du cannabis aux acteurs du crime organisé et protéger la santé des jeunes (Wesley et Murray, 2021). Les partisans de la réforme invoquaient la réduction des méfaits associés au marché illicite, tandis que les opposants craignaient une normalisation de la consommation et une hausse des risques pour la santé publique. Fischer *et al.* (2019) soulignent que si les objectifs officiels visaient explicitement la protection de la santé publique, les impacts réels de la réforme demeuraient incertains et que les expériences menées dans d’autres juridictions avaient produit des résultats mitigés. Au-delà de la consommation de cannabis elle-même, un enjeu central de la recherche consiste à évaluer si et dans quelle mesure la légalisation peut modifier l’usage d’autres substances. Sur le plan académique, cette question suscite un débat entre deux hypothèses concurrentes. La première, dite d’effet de substitution, postule que l’accès légal au cannabis pourrait réduire la consommation de substances plus risquées, comme les opioïdes ou les stimulants. La seconde, qualifiée d’effet de complémentarité, suggère au contraire que la légalisation pourrait accroître la consommation d’autres drogues en abaissant les coûts perçus et les barrières psychologiques associées à leur usage. Enfin, certaines études évoquent la possibilité d’une absence d’effet net, la consommation d’autres substances étant influencée avant tout par des facteurs structurels indépendants des politiques sur le cannabis. Ces mécanismes seront discutés dans le chapitre 2.

Les premières analyses empiriques ont porté sur la légalisation du cannabis à des fins médicales, dont les effets ont été observés principalement sur la consommation d'opioïdes. Powell *et al.* (2018) montrent que l'adoption de lois sur le cannabis médical a entraîné une réduction significative des doses quotidiennes d'analgésiques opioïdes délivrées aux assurés de *Medicare* et de *Medicaid*. Les auteurs interprètent ces résultats comme la manifestation d'un mécanisme de substitution, selon lequel un accès plus large au cannabis médical réduit le recours aux opioïdes, particulièrement dans les États autorisant un plus grand nombre de dispensaires. Smart et Pacula (2019) parviennent à des conclusions similaires et soulignent que les lois sur le cannabis médical peuvent contribuer à diminuer certains méfaits associés aux opioïdes, tout en notant que leurs effets sur d'autres substances, comme l'alcool ou le tabac, demeurent incertains.

Les études portant sur la légalisation récréative du cannabis présentent des résultats variés concernant la consommation d'autres substances. Dragone *et al.* (2019) observent qu'aux États-Unis, la légalisation a été associée à une diminution de la consommation d'autres substances psychoactives, notamment l'alcool. De leur côté, Sabia *et al.* (2024) ne trouvent aucun lien entre l'adoption des lois récréatives et la consommation d'opioïdes, de stimulants ou d'autres drogues, tout en relevant une réduction du recours non médical aux analgésiques opioïdes et des admissions à l'hôpital pour usage de ces substances. Ces résultats soutiennent l'hypothèse d'un effet de substitution partiel entre le cannabis et certains produits à fort potentiel addictif. Dans l'ensemble, la littérature américaine suggère que la légalisation récréative n'a pas entraîné d'augmentation mesurable de la consommation d'autres drogues, même si les effets observés varient selon les contextes et les variables utilisés.

Globalement, la littérature empirique ne permet pas de conclure clairement à un effet de la légalisation du cannabis sur la consommation d'autres substances. Si certaines études suggèrent un effet de substitution limité pour les opioïdes, la majorité des résultats indiquent des impacts faibles ou inexistantes. Carpenter *et al.* (2017) rappellent toutefois que les fluctuations économiques et les cycles de l'emploi influencent fortement les schémas de consommation de drogues, ce qui complique l'identification d'un effet unique aux politiques sur le cannabis. Par ailleurs, la plupart des analyses disponibles reposent sur des données américaines, alors

que les études canadiennes demeurent encore rares et souvent descriptives. Il apparaît donc nécessaire de renforcer la recherche empirique pour mieux comprendre, dans le contexte canadien, l'évolution de la consommation d'autres substances depuis la légalisation récréative de 2018.

1.3 Surdoses accidentelles

Comme évoqué précédemment, l'analyse des surdoses s'inscrit dans le contexte plus large de la crise des opioïdes qui touche l'Amérique du Nord depuis le milieu des années 2010. Cette crise, largement alimentée par la distribution à grande échelle du fentanyl et d'autres opioïdes synthétiques puissants, a entraîné une hausse sans précédent des décès par surdose accidentelle (Scholl, 2019). Elle se manifeste ainsi davantage par une augmentation de la mortalité que par une hausse généralisée de la consommation d'opioïdes, en raison de la dangerosité accrue des substances circulant sur le marché illicite. Les chercheurs cherchent à déterminer si la légalisation du cannabis, médicale ou récréative, a influencé ces dynamiques de mortalité, notamment en modifiant la quantité consommée d'opioïdes dans un marché illicite dont la dangerosité s'est accrue, ou si les variations observées s'expliquent surtout par des chocs externes.

Comme discuté dans la section précédente, plusieurs travaux ont montré que la légalisation médicale du cannabis s'accompagne d'une réduction du recours aux analgésiques opioïdes. Powell *et al.* (2018) approfondissent cette relation en examinant son lien avec la mortalité et constatent une diminution significative des décès par surdose d'opioïdes dans les États ayant adopté des lois plus permissives. Ils interprètent ce résultat comme la manifestation d'un mécanisme de substitution, selon lequel un accès élargi et sécuritaire au cannabis médical peut réduire l'usage d'autres substances. Les auteurs notent toutefois que cet effet dépend du cadre réglementaire. En effet, les États autorisant un plus grand nombre de dispensaires présentent les baisses les plus marquées, tandis que les politiques plus restrictives tendent à atténuer l'effet protecteur observé. La légalisation à elle seule ne suffit pas, il est nécessaire de rendre le produit réellement accessible.

L'analyse de la mortalité liée aux opioïdes montre que la légalisation récréative du cannabis n'a pas contribué à la crise des surdoses et pourrait même être associée à des effets bénéfiques. Chan *et al.* (2020) montrent qu'aux États-Unis, l'accès légal au cannabis récréatif entraîne une baisse significative des décès dus aux opioïdes, particulièrement ceux impliquant des opioïdes synthétiques. Les auteurs estiment que l'ouverture de succursales récréatives réduit la mortalité liée aux opioïdes d'environ 20 à 35 %, avec des effets plus importants dans les États où l'accès au cannabis est le plus étendu. Ils soulignent que ces résultats demeurent robustes à différents modèles statistiques et qu'ils traduisent un effet causal plausible de la légalisation sur la réduction de la mortalité. Les analyses menées par Sabia *et al.* (2024) arrivent à des conclusions similaires : leurs régressions, fondées sur les données de mortalité du *National Vital Statistics System* (NVSS), montrent qu'après l'adoption des lois récréatives, les décès liés aux opioïdes diminuent légèrement, ce qui correspond à l'hypothèse d'un effet de substitution entre cannabis et opioïdes.

Dans l'ensemble, les résultats disponibles indiquent que la légalisation du cannabis n'a pas provoqué d'augmentation des décès par surdose et pourrait même être associée à une légère baisse de la mortalité liée aux opioïdes. Toutefois, l'interprétation de ces effets demeure limitée par le contexte très instable de la crise des surdoses. Depuis la distribution massive du fentanyl sur le marché illicite, les variations rapides de la mortalité ont tendance à masquer les impacts potentiels de politiques publiques isolées. En d'autres termes, l'ampleur de la crise des opioïdes constitue un bruit de fond si dominant que les effets liés à la légalisation du cannabis, lorsqu'ils existent, apparaissent marginaux en comparaison. Des recherches supplémentaires, notamment au Canada, seraient nécessaires pour mieux comprendre l'évolution des surdoses dans un contexte où la crise des opioïdes continue de s'intensifier. Dans ce contexte, le présent mémoire contribue à cette littérature en évaluant empiriquement l'évolution des surdoses accidentelles au Canada après la légalisation récréative du cannabis de 2018, en la comparant à celle d'États américains n'ayant pas légalisé.

1.4 Portée méthodologique des études empiriques

La majorité des études empiriques évaluant les effets de la légalisation du cannabis reposent sur des modèles en différence-en-différence (DiD). Cette approche consiste à comparer l'évolution d'un indicateur avant et après la légalisation entre une unité traitée ayant adopté la politique et un groupe contrôle n'ayant pas encore légalisé. Elle permet d'isoler un effet moyen du traitement sous l'hypothèse de tendances parallèles. Ce cadre est mobilisé dans de nombreuses analyses, notamment par Chan *et al.* (2020), Anderson et Rees (2023), Powell *et al.* (2018) et Perrault (2022), qui y associent généralement des effets fixes d'unité et d'année pour estimer l'effet agrégé de la légalisation sur la consommation ou la mortalité.

Les modèles dynamiques d'étude d'événement (*event study*) constituent une extension du cadre de différence-en-différence, permettant d'estimer les effets de la légalisation année par année autour de la date d'entrée en vigueur de la politique. L'hypothèse de tendance parallèle suppose que, en l'absence du traitement, les groupes auraient suivi la même trajectoire dans le temps. Donc l'étude d'événement vise notamment à vérifier que la trajectoire du groupe traité avant la légalisation ne diffère pas de manière significative de celle du groupe témoin, condition nécessaire pour que ce dernier constitue un contrefactuel crédible dans l'estimation de l'effet causal. Cette méthode est utilisée dans plusieurs travaux récents, notamment par Powell *et al.* (2018), Anderson *et al.* (2024), Sabia *et al.* (2024) et Perrault (2022). Ces études illustrent l'intérêt de cette approche pour représenter graphiquement la trajectoire des effets dans le temps et éviter d'agréger des effets hétérogènes entre périodes ou entre unités.

Certaines études récentes ont cherché à améliorer la validité causale des estimations en améliorant la comparaison entre les groupes traités et témoins. Sabia *et al.* (2024) s'appuient sur un modèle en différence-en-différence, puis appliquent l'estimateur proposé par Callaway et Sant'Anna (2021), afin de corriger les biais potentiels liés à l'hétérogénéité temporelle du traitement dans les cadres à adoption échelonnée. Cette méthode permet d'utiliser uniquement les États n'ayant jamais adopté la politique comme groupe de contrôle, évitant ainsi que les premiers États légalisateurs ne servent de comparateurs aux plus récents. Elle ren-

force la crédibilité empirique du modèle en testant explicitement la validité de l'hypothèse de tendances parallèles avant la légalisation. Parallèlement, Dragone *et al.* (2019) utilisent une approche de régression en discontinuité spatiale (*Spatial Regression Discontinuity*, SRD), exploitant la frontière entre un État ayant légalisé et un État voisin ne l'ayant pas fait afin d'identifier un effet local de la légalisation. Ces innovations méthodologiques visent à réduire la dépendance des résultats à des hypothèses structurelles fortes et à renforcer la validité des conclusions empiriques.

Dans l'ensemble, l'évolution des approches empiriques témoigne d'une amélioration progressive des outils d'identification causale utilisés pour évaluer les effets de la légalisation du cannabis. Même si les modèles en différence-en-différence restent la méthode centrale, leurs versions plus dynamiques ou pondérées, ainsi que des approches quasi-expérimentales comme la régression en discontinuité spatiale, ont permis d'obtenir des estimations plus robustes et plus précises. Ces développements méthodologiques contribuent à mieux isoler l'effet des politiques de légalisation, en réduisant la sensibilité des résultats aux hypothèses de modélisation et au choix des groupes contrôles. Les méthodes employées dans le présent mémoire s'inscrivent dans cette continuité, en mobilisant successivement des modèles de type DiD, des analyses d'étude d'événement et des estimations fondées sur le cadre de différence-en-différence synthétique (SDID), afin d'assurer une évaluation rigoureuse et cohérente des effets de la légalisation du cannabis.

1.5 Positionnement de l'étude

Dans l'ensemble, la littérature empirique converge vers des constats centraux : la légalisation récréative du cannabis s'accompagne d'une hausse de la consommation de cannabis, tandis que les effets sur la consommation d'autres drogues et sur les surdoses demeurent faibles, hétérogènes ou difficiles à identifier. Toutefois, ces résultats reposent presque exclusivement sur des données américaines, et les travaux portant sur le Canada demeurent limités, souvent descriptifs et contraints par une fenêtre post-légalisation courte. Ce mémoire s'inscrit précisément dans cette lacune en proposant une évaluation empirique directe des effets de la légalisation canadienne de 2018, à l'aide de méthodes quasi-expérimentales et d'une

comparaison explicite avec des juridictions n'ayant pas légalisé.

Ce mémoire s'inscrit ainsi dans la continuité des travaux empiriques. Il contribue à la littérature de quatre façons principales. Premièrement, il applique des modèles de type différence-en-différence, étude d'événement et différence-en-différence synthétique à des données canadiennes, afin d'évaluer l'impact de la légalisation de 2018 dans une perspective comparative. Deuxièmement, il examine conjointement trois dimensions centrales du marché des drogues : la consommation de cannabis, la consommation d'autres drogues et la mortalité par surdose accidentelle. Troisièmement, il utilise comme groupe de contrôle les États américains n'ayant pas légalisé le cannabis, ce qui permet de construire un contrefactuel crédible pour isoler l'effet propre de la réforme canadienne. Quatrièmement, il tient compte de l'hétérogénéité d'application de la légalisation, notamment selon l'âge et selon les provinces.

CHAPITRE II

CADRE CONCEPTUEL ET MÉCANISMES

L'un des objectifs de la recherche sur la légalisation du cannabis est de décrire les mécanismes par lesquels une telle réforme peut influencer la consommation d'autres substances. Cette question s'inscrit dans une littérature économique plus large sur la consommation de drogues, qui reconnaît depuis longtemps que les individus arbitrent rationnellement entre substances en fonction de leurs préférences et de leurs contraintes (Becker et Murphy, 1988; Kenkel *et al.*, 2001). Les travaux fondateurs de cette littérature ont notamment formalisé les concepts de dépendance rationnelle, de complémentarité et de substitution entre drogues, ainsi que les effets de prix et d'accès sur la consommation (Bickel et Madden, 1999). Si l'idée d'un effet causal attire l'attention, sa direction exacte, qu'il soit protecteur, neutre ou aggravant, dépend de plusieurs mécanismes que la littérature théorique et empirique cherche à préciser. Cette section propose une analyse détaillée de quatre mécanismes¹ concurrents susceptibles d'expliquer les interactions entre usage de cannabis et consommation d'autres drogues et, par le fait même, les surdoses accidentelles. Ces mécanismes sont l'effet de substitution, l'effet d'accès limité, l'effet de drogue d'introduction et le renforcement du marché souterrain.

1. Ces mécanismes ne sont pas systématiquement identifiés de manière causale ni isolés empiriquement dans la littérature existante. Dans ce contexte, les résultats du présent mémoire ne visent pas à identifier causalement chacun de ces mécanismes pris individuellement, mais plutôt à contribuer à la littérature en documentant la direction et l'ampleur de l'effet global observé à la suite de la légalisation. L'analyse des mécanismes sert principalement de cadre interprétatif permettant de discuter lesquels semblent dominer dans un contexte de réforme des politiques publiques.

2.1 Effet de substitution

La légalisation du cannabis modifie le comportement des consommateurs en introduisant une option légale dans un espace auparavant entièrement illicite. Là où les individus devaient auparavant se tourner vers des produits issus du marché souterrain, ils disposent désormais d'une alternative conforme au cadre légal. Certains usagers peuvent ainsi choisir de consommer du cannabis légal plutôt que des substances interdites, non pas nécessairement par changement de préférence, mais parce que le coût total de l'usage, incluant le prix, le risque juridique et la stigmatisation sociale, devient plus faible pour le cannabis que pour d'autres drogues.

Sur le plan économique, ce mécanisme repose sur la théorie du consommateur selon laquelle les agents arbitrent entre différentes options en fonction de leurs contraintes et de leur utilité perçue. En rendant le cannabis plus accessible et socialement acceptable, la légalisation change les incitations et conduit certains individus à préférer un produit légal à un produit illicite comparable. Ce raisonnement s'applique également aux consommateurs qui cherchent à se médicamenter. Dans un contexte de restrictions sur la prescription d'opioïdes ou d'autres médicaments contrôlés, le cannabis légal peut apparaître comme une solution de remplacement plus sûre et plus simple d'accès que les produits obtenus sur le marché souterrain.

L'effet de substitution suppose donc que les individus réagissent à la baisse du coût total du cannabis en réorientant leur consommation vers cette option légale. Dans ce cadre, la légalisation ne se traduit pas nécessairement par une hausse globale de la consommation de substances psychoactives, mais plutôt par un déplacement partiel de la demande vers un produit perçu comme moins risqué et plus encadré légalement.

2.2 Effet d'accès limité

La légalisation du cannabis modifie le contexte d'achat des consommateurs en déplaçant une partie de la demande d'un environnement illégal vers un réseau de points de vente légaux

et réglementés. Ce changement réduit l'exposition directe des consommateurs à la vente d'autres substances, puisqu'ils n'ont plus à fréquenter des vendeurs où plusieurs produits sont offerts simultanément. Par cette réorganisation du marché, la légalisation pourrait ainsi limiter les occasions d'initiation à de nouvelles drogues ou à la polyconsommation.

L'efficacité de ce mécanisme dépend toutefois de la capacité du marché légal à capter la majorité des achats et à concurrencer le marché souterrain sur plusieurs dimensions, notamment le prix, la diversité, la disponibilité et la qualité des produits. Elle dépend également du comportement des usagers, certains pouvant continuer à entretenir des liens avec les circuits informels pour des raisons de coût, d'habitude ou de préférence.

2.3 Effet de drogue d'introduction

Ce mécanisme repose sur l'idée que la consommation de cannabis peut, dans certains cas, faciliter le passage vers l'usage d'autres drogues. L'argument repose sur une logique d'escalade. Une première expérience avec le cannabis peut réduire les barrières psychologiques et sociales à l'expérimentation ultérieure d'autres substances. En normalisant l'usage, en diminuant la perception du risque associé aux drogues, et en augmentant le nombre de consommateurs de cannabis susceptibles de vouloir s'initier à d'autres drogues, la légalisation pourrait donc augmenter la consommation d'autres drogues.

Sur le plan théorique, la légalisation du cannabis réduit le coût total de sa consommation, tant sur le plan économique que légal et social. En augmentant l'accessibilité et l'acceptabilité d'un premier produit, elle accroît mécaniquement le nombre d'individus susceptibles d'expérimenter, et donc la taille potentielle de la population exposée à ce type de trajectoire. L'effet de drogue d'introduction ne découle donc pas nécessairement d'un changement de préférence individuelle, mais d'un élargissement du groupe initial de consommateurs.

Dans le présent mémoire, l'analyse empirique couvre seulement les cinq premières années suivant la légalisation. Un tel horizon temporel ne permet pas de saisir pleinement ce mécanisme, dont les effets pourraient se manifester plus lentement.

2.4 Renforcement stratégique du marché souterrain

Ce mécanisme prend en considération une réaction d'offre de cannabis des acteurs illicites à la suite de la légalisation du cannabis. En réduisant la taille du marché souterrain du cannabis, la légalisation prive les entreprises illicites d'une part importante de leur clientèle. Pour maintenir leur rentabilité, ces acteurs pourraient réallouer leur production ou leur distribution vers d'autres substances. L'enjeu est donc de déterminer si, une fois le cannabis retiré de leur portefeuille, les fournisseurs illicites modifient leur offre de manière à intensifier ou à réduire la quantité d'autres drogues disponible sur le marché.

Cette section propose donc un cadre théorique volontairement simplifié afin de formaliser une réaction possible de l'offre du marché souterrain à la légalisation du cannabis. Le recours à un modèle de concurrence à la Cournot permet d'illustrer ce mécanisme dans un environnement standard et transparent. L'objectif n'est pas de prédire un effet unique, mais de montrer que sous des hypothèses fortes et strictes, la direction de l'effet sur l'offre d'autres drogues demeure a priori ambiguë.

Le modèle théorique qui suit formalise ce raisonnement dans un cadre à la Cournot comportant deux marchés : **CAN** (cannabis) et **AUT** (autres drogues). Il repose sur plusieurs hypothèses centrales et simplificatrices : la légalisation du cannabis élimine entièrement la part de marché illicite du produit ($y_{\text{CAN}}^i = 0$), les firmes souterraines sont en concurrence symétrique, et leurs coûts dépendent du volume total produit sur les deux marchés. Les demandes inverses sont linéaires et indépendantes, et les entreprises maximisent leur profit sous deux technologies de coût distinctes.

Il est utile de préciser d'abord la logique du modèle. Les firmes illicites ne disposent pas de lignes de production séparées : leur coût dépend du volume total de drogues produites, c'est-à-dire de l'addition de cannabis et d'autres substances. Cette hypothèse reflète un marché souterrain où les ressources (réseaux de distribution, transport, main-d'oeuvre, niveau de risque) sont partagées entre produits. Lorsque la fonction de coût est convexe, chaque unité supplémentaire produite accroît fortement le coût marginal. Alors, retirer le cannabis réduit la pression sur la capacité totale et rend plus rentable la production d'autres drogues.

Lorsque la fonction de coût est concave, l'inverse se produit. En effet, les firmes bénéficient d'économies d'échelle sur l'ensemble de leur portefeuille, et la disparition du cannabis les prive de ces gains. Ce mécanisme augmente leur coût marginal et réduit l'offre d'autres substances. C'est cette différence structurelle qui explique pourquoi le modèle peut prédire soit une hausse, soit une baisse de la quantité d'autres drogues après la légalisation.

2.4.1 Modèle théorique

Problème

CAN = cannabis ; **AUT** = autres drogues.

L'indice en exposant i désigne la firme représentative, $j \neq i$ une firme rivale, et n est le nombre total de firmes par marché. Chaque firme illicite est active en même temps sur les deux marchés et choisit les quantités de cannabis et d'autres drogues qu'elle met en vente. Les variables Y_{CAN} et Y_{AUT} désignent les quantités totales offertes sur chaque marché, tandis que y_{CAN}^i et y_{AUT}^i représentent les quantités produites par la firme i uniquement.

$$P_{\text{CAN}} = a - b Y_{\text{CAN}}, \quad P_{\text{AUT}} = e - f Y_{\text{AUT}}, \quad (2.1)$$

$$Y_{\text{CAN}} = y_{\text{CAN}}^i + \sum_{j \neq i}^n y_{\text{CAN}}^j, \quad Y_{\text{AUT}} = y_{\text{AUT}}^i + \sum_{j \neq i}^n y_{\text{AUT}}^j. \quad (2.2)$$

Les équations (2.1) décrivent des demandes inverses linéaires. Plus la quantité totale offerte sur un marché est élevée, plus le prix d'équilibre du produit est faible. Les équations (2.2) indiquent que la quantité totale sur chaque marché est la somme de la production individuelle de la firme i et de celle des autres firmes, supposées symétriques. Chaque firme tient donc compte de l'effet de sa décision de production sur le prix de marché.

Fonctions de coût

Coût A (quadratique) :

$$c_A^i(y_{\text{CAN}}^i, y_{\text{AUT}}^i) = k (y_{\text{CAN}}^i + y_{\text{AUT}}^i)^2 \quad (2.3)$$

Coût B (logarithmique) :

$$c_B^i(y_{\text{CAN}}^i, y_{\text{AUT}}^i) = k \ln(1 + y_{\text{CAN}}^i + y_{\text{AUT}}^i) \quad (2.4)$$

Les deux fonctions de coût dépendent du volume total de drogues produites, c'est-à-dire de la somme de cannabis et d'autres substances. Cette hypothèse reflète un marché souterrain où les ressources (transport, main-d'œuvre, logistique, risques) sont partagées entre produits. Le coût quadratique modélise un contexte de congestion. En effet, plus la production totale augmente, plus le coût marginal croît. À l'inverse, le coût logarithmique capture des économies d'échelle : produire davantage réduit le coût marginal, tant que la capacité totale peut être répartie entre produits. Il est nécessaire de noter que si les firmes ne partageaient pas leurs ressources entre produits, c'est-à-dire si les coûts étaient séparables par marché, la légalisation du cannabis n'aurait aucun effet sur la production d'autres drogues puisque les deux décisions seraient indépendantes. C'est précisément le fait que les coûts dépendent de la production totale qui génère l'interdépendance entre marchés et qui rend le modèle pertinent pour analyser les effets croisés de la légalisation.

La suite de l'analyse examinera les deux structures de coûts (A et B), dans deux contextes : sans légalisation et avec légalisation du cannabis. Dans le premier cas, les firmes choisissent leurs quantités sur les deux marchés. Dans le second, la légalisation est modélisée en posant $y_{\text{CAN}}^i = 0$. Cette hypothèse reflète l'objectif explicite de la stratégie gouvernementale canadienne, qui visait à éliminer le marché illicite du cannabis en offrant un produit légal compétitif en prix, en qualité et en accessibilité. Dans la mesure où cette stratégie atteint son objectif, les firmes souterraines perdent leur part de marché sur le cannabis et réallouent

leurs ressources. Cette comparaison permet d'observer comment elle réalloue sa production vers les autres drogues. La comparaison des résultats entre coûts A et B, puis entre situations avec et sans légalisation, mettra en évidence les mécanismes pouvant conduire soit à une substitution, soit à un renforcement du marché illicite des autres substances.

2.4.1.1 Cas 1 : Coût A, sans légalisation

La firme i choisit ses quantités $(y_{\text{CAN}}^i, y_{\text{AUT}}^i)$ pour maximiser son profit, donné par :

$$\pi^i = y_{\text{CAN}}^i P_{\text{CAN}} + y_{\text{AUT}}^i P_{\text{AUT}} - k (y_{\text{CAN}}^i + y_{\text{AUT}}^i)^2. \quad (2.5)$$

L'équation (2.5) correspond à la différence entre les revenus tirés des deux marchés (prix \times quantité) et le coût total de production, qui dépend du volume total produit toutes drogues confondues.

En substituant les demandes inverses (2.1) et les quantités agrégées (2.2) :

$$\pi^i = (a - bY_{\text{CAN}}) y_{\text{CAN}}^i + (e - fY_{\text{AUT}}) y_{\text{AUT}}^i - k (y_{\text{CAN}}^i + y_{\text{AUT}}^i)^2. \quad (2.6)$$

La maximisation du profit s'écrit alors :

$$\max_{y_{\text{CAN}}^i, y_{\text{AUT}}^i} \left\{ (a - bY_{\text{CAN}}) y_{\text{CAN}}^i + (e - fY_{\text{AUT}}) y_{\text{AUT}}^i - k (y_{\text{CAN}}^i + y_{\text{AUT}}^i)^2 \right\}. \quad (2.7)$$

Ce problème résume l'arbitrage de la firme. Elle doit choisir les quantités qui égalisent revenu marginal et coût marginal sur chacun des deux marchés.

2.4.1.1.1 Conditions du premier ordre

$$0 = \frac{\partial \pi^i}{\partial y_{\text{CAN}}^i} = a - b \cdot y_{\text{CAN}}^i - 2k (y_{\text{AUT}}^i + y_{\text{CAN}}^i) - b \left(y_{\text{CAN}}^i + \sum_{j \neq i}^n y_{\text{CAN}}^j \right), \quad (2.8)$$

$$0 = \frac{\partial \pi^i}{\partial y_{\text{AUT}}^i} = e - f \cdot y_{\text{AUT}}^i - 2k (y_{\text{AUT}}^i + y_{\text{CAN}}^i) - f \left(y_{\text{AUT}}^i + \sum_{j \neq i}^n y_{\text{AUT}}^j \right). \quad (2.9)$$

Ces conditions du premier ordre expriment l'égalité entre recette marginale et coût marginal sur chacun des deux marchés, en tenant compte de l'impact de la production individuelle sur le prix par la quantité totale. Il est possible de vérifier que les conditions de second ordre sont satisfaites.

2.4.1.1.2 Solutions

Les deux équations ci-dessous correspondent aux réponses obtenues à partir des conditions du premier ordre, une fois les dérivées mises en commun, les termes réarrangés et en supposant que les firmes sont identiques (équilibre symétrique : $\sum_{j \neq i} y^j = (n-1)y$). Elles constituent le système à deux inconnues ($y_{\text{CAN}}, y_{\text{AUT}}$) à résoudre.

$$0 = -2k (e - f y_{\text{AUT}}(-1 + n)) - (2f - 2k) (a - b y_{\text{CAN}}(-1 + n)),$$

$$0 = -4bf - 4bk - 4fk$$

$$+ (-be - bf y_{\text{AUT}} + ak - ek - f y_{\text{AUT}}k)$$

$$+ b y_{\text{CAN}}k + bf y_{\text{AUT}}n + f y_{\text{AUT}}k n - b y_{\text{CAN}}k n.$$

La résolution de ce système donne les quantités optimales choisies par la firme représentative pour les deux produits. Les équations qui suivent sont donc les solutions en fonction des paramètres du modèle.

$$y_{\text{CAN}} = \frac{-2ek + a(f + 2k + fn)}{(1 + n)(2fk + b(f + 2k + fn))},$$

$$y_{\text{AUT}} = \frac{2(-a + e)k + be(1 + n)}{(1 + n)(2fk + b(f + 2k + fn))}.$$

Les quantités agrégées sur les deux marchés s'obtiennent ensuite en multipliant les quantités individuelles par le nombre total de firmes n , puisque l'équilibre est symétrique.

$$Y_{\text{CAN}}^* = \frac{n(2(-e)k + a(f + 2k + fn))}{(1 + n)(2fk + b(f + 2k + fn))}$$

$$Y_{\text{AUT}}^* = \frac{n(2(-a + e)k + be(1 + n))}{(1 + n)(2fk + b(f + 2k + fn))}$$

2.4.1.2 Cas 2 : Coût B, sans légalisation

$$\max_{\{y_{\text{CAN}}^i, y_{\text{AUT}}^i\}} \{(a - bY_{\text{CAN}})y_{\text{CAN}}^i + (e - fY_{\text{AUT}})y_{\text{AUT}}^i - k \ln(1 + y_{\text{CAN}}^i + y_{\text{AUT}}^i)\} \quad (2.10)$$

Ici, la firme maximise la différence entre ses revenus sur les deux marchés et un coût total présentant des économies d'échelle sur la production totale.

2.4.1.2.1 Conditions du premier ordre (CPO)

$$0 = \frac{\partial \pi^i}{\partial y_{\text{CAN}}^i} = (a - b Y_{\text{CAN}}) - b \left(y_{\text{CAN}}^i + \sum_{j \neq i}^n y_{\text{CAN}}^j \right) - \frac{k}{1 + y_{\text{CAN}}^i + y_{\text{AUT}}^i}, \quad (2.11)$$

$$0 = \frac{\partial \pi^i}{\partial y_{\text{AUT}}^i} = (e - f Y_{\text{AUT}}) - f \left(y_{\text{AUT}}^i + \sum_{j \neq i}^n y_{\text{AUT}}^j \right) - \frac{k}{1 + y_{\text{CAN}}^i + y_{\text{AUT}}^i}. \quad (2.12)$$

Ces conditions expriment l'arbitrage entre la recette marginale et le coût marginal, ajusté pour tenir compte des économies d'échelle introduites par le coût logarithmique. Il est possible de vérifier que les conditions de second ordre sont satisfaites pour certains jeux de paramètres, notamment ceux utilisés dans l'exemple ci-dessous.

2.4.1.2.2 Solution

Pour résoudre les CPO, il faut d'abord un multiplicateur commun correspondant au terme issu de la dérivée du coût logarithmique. Cela permet de ramener les deux équations à une forme linéaire en y_{CAN}^i et y_{AUT}^i .

$$\lambda \equiv \frac{k}{1 + y_{\text{CAN}}^i + y_{\text{AUT}}^i} > 0 \quad \Rightarrow \quad (a - b Y_{\text{CAN}}) - b y_{\text{CAN}}^i = \lambda, \quad (e - f Y_{\text{AUT}}) - f y_{\text{AUT}}^i = \lambda. \quad (2.13)$$

En imposant ensuite l'équilibre symétrique $y^j = y^i$, les deux équations se simplifient et cela donne donc les deux équations suivantes pour les quantités individuelles en fonction de λ .

$$\begin{aligned} b(1+n)y_{\text{CAN}} + \lambda &= a, & f(1+n)y_{\text{AUT}} + \lambda &= e \\ \Rightarrow y_{\text{CAN}} &= \frac{a - \lambda}{b(1+n)}, & y_{\text{AUT}} &= \frac{e - \lambda}{f(1+n)}. \end{aligned}$$

Ensuite, les équations sont réinjectées dans la définition de λ . Cela conduit à une équation

tion quadratique en λ . La petite racine est retenue car elle garantit des quantités non négatives à l'équilibre.

$$\lambda^* = \lambda_-,$$

Les quantités d'équilibre s'obtiennent ensuite par substitution de λ^* dans les expressions précédentes. Posons le discriminant commun :

$$\Delta = (1+n)^2 \left[a^2 f^2 + 2bf(a(e+f+fn) - 2fk(1+n)) + b^2(e^2 + 2ef(1+n) + f(1+n)(f+fn-4k)) \right].$$

Les quantités individuelles d'équilibre sont :

$$y_{\text{CAN}} = - \frac{be + bf + ben + 2bfn + bfn^2 - a(2b + f)(1 + n) - \sqrt{\Delta}}{2b(b + f)(1 + n)^2}, \quad (2.14)$$

$$y_{\text{AUT}} = \frac{-af + 2ef - afn + 2efn - b(1 + n)(-e + f + fn) + \sqrt{\Delta}}{2f(b + f)(1 + n)^2}. \quad (2.15)$$

Les quantités agrégées d'équilibre sont :

$$Y_{\text{CAN}}^* = n y_{\text{CAN}} = - \frac{n \left[be + bf + ben + 2bfn + bfn^2 - a(2b + f)(1 + n) - \sqrt{\Delta} \right]}{2b(b + f)(1 + n)^2}$$

$$Y_{\text{AUT}}^* = n y_{\text{AUT}} = \frac{n \left[-af + 2ef - afn + 2efn - b(1 + n)(-e + f + fn) + \sqrt{\Delta} \right]}{2f(b + f)(1 + n)^2}$$

2.4.1.3 Cas 3 : Coût A, avec légalisation

$$\max_{y_{\text{AUT}}^i \geq 0} \left\{ (e - f Y_{\text{AUT}}) y_{\text{AUT}}^i - k (y_{\text{AUT}}^i)^2 \right\} \quad (2.16)$$

Ici, le marché du cannabis disparaît du portefeuille illicite. La firme choisit donc uniquement y_{AUT}^i en fonction du prix sur AUT et du coût total associé à la production de ce

produit.

2.4.1.3.1 Conditions du premier ordre (CPO)

$$0 = \frac{\partial \pi^i}{\partial y_{\text{AUT}}^i} = \frac{y_{\text{AUT}}^i - (e + f y_{\text{AUT}}^i - f(y_{\text{AUT}}^i + \sum_{j \neq i}^n y_{\text{AUT}}^j))}{2(f + k)}. \quad (2.17)$$

Cette expression égalise la recette marginale issue de la vente d'autres drogues et le coût marginal associé à leur production. Il est possible de vérifier que les conditions de second ordre sont satisfaites.

2.4.1.3.2 Solution

À l'équilibre symétrique, toutes les firmes choisissent la même quantité : $y_{\text{AUT}}^j = y_{\text{AUT}}^i \equiv y_{\text{AUT}}$. Ensuite la quantité totale offerte sur le marché est simplement $Y_{\text{AUT}} = n y_{\text{AUT}}$.

$$y_{\text{AUT}} = \frac{e}{f + 2k + fn},$$

$$Y_{\text{AUT}}^* = n y_{\text{AUT}} = \frac{ne}{f + 2k + fn}$$

2.4.1.4 Cas 4 : Coût B, avec légalisation

$$\max_{y_{\text{AUT}}^i > 0} \{(e - f Y_{\text{AUT}}) y_{\text{AUT}}^i - k \ln(1 + y_{\text{AUT}}^i)\} \quad (2.18)$$

Dans ce cas, la firme ne produit plus que des autres drogues, avec un coût total qui présente des économies d'échelle décroissantes.

2.4.1.4.1 Conditions du premier ordre (CPO)

$$0 = \frac{\partial \pi^i}{\partial y_{\text{AUT}}^i} = (e - f y_{\text{AUT}}^i) - f \left(y_{\text{AUT}}^i + \sum_{j \neq i}^n y_{\text{AUT}}^j \right) - \frac{k}{1 + y_{\text{AUT}}^i} \quad (2.19)$$

Cette condition égalise la recette marginale associée au marché AUT et le coût marginal, qui augmente lorsque la firme perd les économies d'échelle liées à la production totale. Il est possible de vérifier que les conditions de second ordre sont satisfaites pour certains jeux de paramètres, notamment ceux utilisés dans l'exemple ci-dessous.

2.4.1.4.2 Solution

À l'équilibre symétrique, toutes les firmes choisissent la même quantité :

$$y_{\text{AUT}}^j = y_{\text{AUT}}^i \equiv y_{\text{AUT}} \quad \Rightarrow \quad Y_{\text{AUT}} = n y_{\text{AUT}}.$$

Il s'agit d'une équation quadratique en y_{AUT} , dont les solutions s'écrivent :

$$y_{\text{AUT}} = \frac{e - f - fn \pm \sqrt{4f(e - k)(1 + n) + (e - f - (1 + n))^2}}{2f(1 + n)}.$$

Le signe (+) est économiquement logique dans l'intervalle des paramètres considérés, car il fournit la racine positive et réaliste. Enfin, la quantité totale à l'équilibre est simplement :

$$Y_{\text{AUT}}^* = n y_{\text{AUT}} = \frac{n \left(e - f - fn + \sqrt{4(e - k)(1 + n) + (e - f(1 + n))^2} \right)}{2f(1 + n)}$$

2.4.1.5 Comparaison des résultats théoriques

Les paramètres retenus fixent la pente des demandes inverses (b et f), les niveaux des ordonnés (a et e), l'intensité du coût de production (k) et le nombre de firmes actives sur

chaque marché (n). Ils sont choisis de manière à illustrer clairement les deux mécanismes opposés mis en évidence par le modèle : (i) la réduction de congestion lorsque les coûts sont convexes et (ii) la perte d'économies d'échelle lorsque les coûts sont concaves. Les valeurs numériques permettent de comparer directement, pour un même environnement concurrentiel, la réaction de l'équilibre lorsque le cannabis disparaît du portefeuille illicite.

$$(a, b, e, f, k, n) = (100, 5, 40, 3, 10, 12).$$

Le tableau ci-dessous présente les quantités d'équilibre sur les deux marchés selon les scénarios (légalisation vs absence de légalisation) et selon la technologie de coût. L'entrée « – » indique que, avec légalisation, le marché illicite du cannabis disparaît par hypothèse ($y_{\text{CAN}}^i = 0$), de sorte qu'aucune quantité d'équilibre n'est définie pour Y_{CAN}^* dans ces scénarios.

TABLEAU 2.1 – Quantités d'équilibre selon le scénario et la structure de coûts

Scénario	Y_{CAN}^*	Y_{AUT}^*
Coût A, sans légalisation	13,2611	3,6403
Coût A, avec légalisation	–	8,1356
Coût B, sans légalisation	17,9256	11,4145
Coût B, avec légalisation	–	10,6797

Note : Les valeurs correspondent aux quantités d'équilibre fermées pour Y_{CAN}^* et Y_{AUT}^* issues du modèle théorique présenté à la section 2.4, sous concurrence à la Cournot. Les paramètres calibrés sont $(a, b, e, f, k, n) = (100, 5, 40, 3, 10, 12)$. La légalisation correspond au retrait complet du marché illicite du cannabis ($y_{\text{CAN}} = 0$).

Dans le cas d'un coût A, (quadratique, convexe), les coûts marginaux augmentent avec la production totale. Lorsque le marché du cannabis disparaît, la congestion de coût diminue et la production d'autres drogues devient plus rentable. Avec les paramètres retenus $(a, b, e, f, k, n) = (100, 5, 40, 3, 10, 12)$, la quantité d'équilibre sur **AUT** passe de 3,64 sans légalisation à 8,14 après légalisation : le marché souterrain se réoriente alors vers ces produits.

Dans le cas d'un coût B (logarithmique, concave), les producteurs bénéficient d'écono-

mies d'échelle. La disparition du cannabis fait perdre ces économies et accroît le coût marginal sur **AUT**, entraînant une baisse de la production. Dans ce scénario, la quantité d'équilibre sur **AUT** passe de 11,41 à 10,68 après légalisation.

Ces résultats montrent que l'effet du retrait du cannabis du marché souterrain dépend de la forme de la fonction de coût et des paramètres du modèle. Selon les conditions économiques du marché illicite, la légalisation du cannabis pourrait conduire à une augmentation ou à une diminution de la consommation d'équilibre d'autres drogues. Plus précisément, c'est le signe de la dérivée seconde de la fonction de coût par rapport à la production totale qui détermine le sens de l'effet. Lorsque le coût marginal est croissant (coût convexe), le retrait du cannabis libère de la capacité et stimule la production d'autres drogues. Lorsqu'il est décroissant (coût concave), ce retrait supprime les gains d'échelle et réduit cette production.

2.5 Discussion croisée des mécanismes

Les quatre mécanismes présentés offrent des prédictions contrastées par rapport aux effets de la légalisation du cannabis sur la consommation d'autres drogues. En effet, ils reposent sur des logiques économiques distinctes, du côté de la demande comme de l'offre.

Les deux premiers mécanismes, soit l'effet de substitution et l'effet d'accès limité, découlent d'ajustements du côté de la demande. Dans ces situations, la légalisation modifie l'environnement de choix des consommateurs en réduisant le coût total associé au cannabis légal et en diminuant les interactions avec les réseaux illicites. Ces mécanismes prévoient donc une possible diminution de l'usage d'autres drogues, à condition que le marché légal soit suffisamment compétitif pour attirer la demande.

L'effet de drogue d'introduction repose sur une dynamique comportementale. En élargissant la population d'usagers de cannabis et en normalisant l'usage, la légalisation peut accroître le nombre d'individus susceptibles d'expérimenter d'autres drogues. L'importance de ce mécanisme dépend du profil des usagers, des normes culturelles et des politiques de prévention.

Le mécanisme de renforcement stratégique du marché souterrain relève d'une logique

d'offre. Le modèle théorique présenté plus haut montre que la réaction des fournisseurs illicites dépend de leur technologie de coût. Selon les paramètres du marché, la perte du cannabis peut entraîner soit une hausse, soit une baisse de l'offre et de la quantité consommée d'autres drogues. Ce mécanisme ne produit donc pas de prédiction unique.

Au total, aucun mécanisme ne s'impose. Leur pertinence dépend du cadre institutionnel, de l'organisation du marché légal, de la vigueur du marché souterrain et des caractéristiques des usagers. Cette question théorique justifie l'analyse empirique menée dans les chapitres suivants afin d'identifier, dans le contexte canadien post 2018, lesquels de ces mécanismes semblent dominer sur les autres.

CHAPITRE III

DONNÉES

3.1 Sources des données

Les données utilisées dans ce mémoire proviennent de trois ensembles de sources officielles couvrant la consommation de substances psychoactives et la mortalité associée aux surdoses accidentelles au Canada et aux États-Unis. Une représentation synthétique de la disponibilité et de la couverture temporelle de ces différentes sources est présentée à la figure 3.1.

La consommation de cannabis est mesurée à partir d'enquêtes nationales répétées menées par Statistique Canada entre 2008 et 2023, tandis que, pour les États-Unis, l'information provient de la *National Survey on Drug Use and Health* (NSDUH) pour les périodes 2010 à 2019 puis 2022 à 2023. Ces enquêtes fournissent des estimations annuelles au niveau des provinces ou des États, parfois découpées par groupe d'âge selon les cycles. Les informations détaillées sur chaque enquête (acronymes, années exactes, changements de questionnaire) sont présentées à l'annexe M afin de ne pas alourdir le texte principal.

La consommation de cannabis et d'autres drogues illicites repose sur les mêmes enquêtes canadiennes, bien que les données disponibles pour la seconde variable soient plus limitées selon les années et les provinces. Aux États-Unis, les mesures correspondantes proviennent également de la NSDUH, sous forme d'estimations annuelles par État lorsque publiées. Dans les deux pays, ces indicateurs mesurent la proportion de répondants ayant déclaré avoir

consommé au moins une fois du cannabis ou d'autres substances au cours des douze derniers mois.

Les données sur les surdoses accidentelles proviennent de Statistique Canada et du *Centers for Disease Control and Prevention* (CDC), à partir des codes X40 à X44 de la Classification internationale des maladies (CIM-10). Elles regroupent l'ensemble des décès accidentels attribuables aux drogues et sont publiées annuellement au niveau national (Canada) ou au niveau des États (États-Unis), avec un découpage par groupe d'âge. Ces séries couvrent la période 2000 à 2023 dans les deux pays et sont exprimées en taux pour 100 000 habitants.

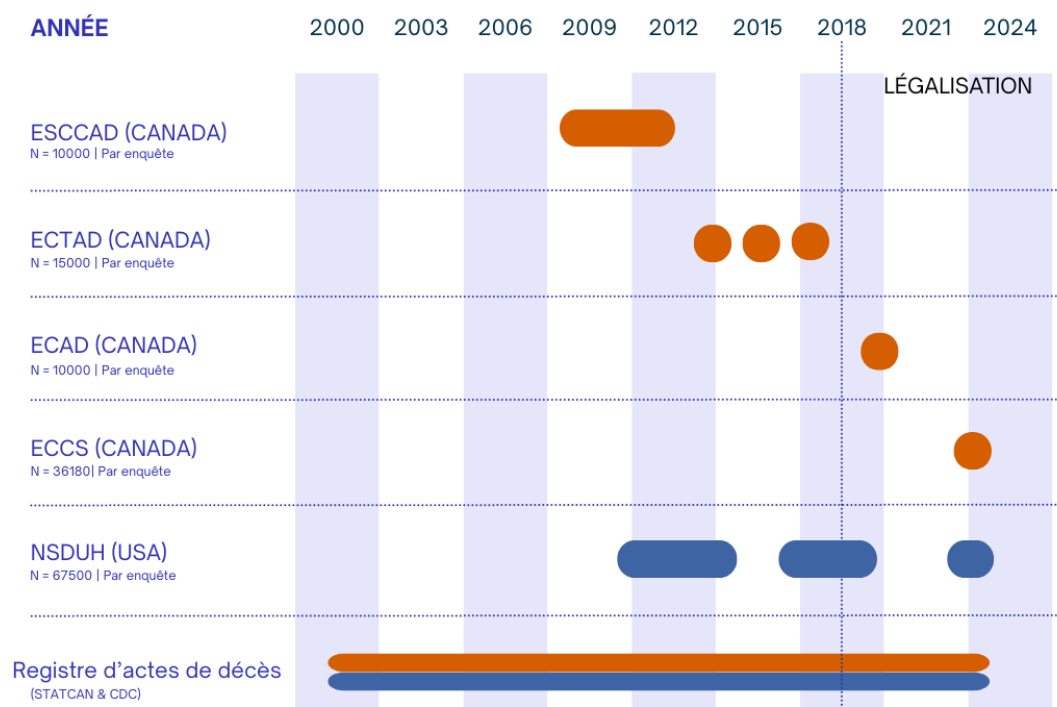


FIGURE 3.1 – Couverture temporelle des sources de données utilisées

Note : La figure présente la période de disponibilité des principales enquêtes canadiennes et américaines utilisées dans ce mémoire, ainsi que les années couvertes pour chacune d'elles. Elle sert à documenter la structure temporelle des données en amont des analyses empiriques.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada ; CDC.

3.2 Construction des variables

Les variables principales utilisées dans les analyses regroupent la consommation de cannabis, la consommation d'autres drogues illicites et les surdoses accidentelles. La variable de consommation de cannabis désigne la proportion de répondants ayant déclaré avoir consommé du cannabis au moins une fois au cours des douze derniers mois (marge extensive). Elle est harmonisée sous une même dénomination malgré les différences d'agrégation entre cycles d'enquête et couvre la période 2008 à 2023 au Canada, ainsi que 2010 à 2019 puis 2022 à 2023 aux États-Unis.

La variable de consommation d'autres drogues retient également une définition extensive, soit avoir consommé au moins une drogue illicite autre que le cannabis au cours des douze derniers mois. Sa composition exacte diffère toutefois légèrement entre les enquêtes canadiennes et la NSDUH. Certaines années manquent ou ne permettent pas de reconstruire la variable comme dans les cycles antérieurs¹. Ces éléments, ainsi que la description détaillée des substances incluses, sont présentés à l'annexe M. Enfin, les surdoses accidentelles mesurent les décès accidentels liés aux drogues et sont exprimées en taux pour 100 000 habitants. Ces données, disponibles de manière continue de 2000 à 2023 dans les deux pays, constituent la seule série longitudinale longue et cohérente parmi les trois variables.

Les analyses reposent sur des unités d'observation agrégées au niveau du pays, des États américains ou des provinces canadiennes selon la disponibilité des données et la variable considérée. Les séries sont organisées annuellement et, lorsque les enquêtes le permettent, découpées par groupe d'âge, notamment pour les adolescents de 15 à 19 ans, les jeunes adultes de 20 à 24 ans ou, par défaut, les jeunes de 15 à 24 ans. Le Canada constitue l'unité traitée, la légalisation du cannabis à usage récréative étant entrée en vigueur en octobre 2018. La variable *Après 2018* prend la valeur 1 à partir de cette année. Le groupe contrôle est composé des États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis au cours de la période d'observation,

1. Par exemple, pour la variable d'autres drogues, l'année 2023 n'est pas exploitable au Canada : l'introduction de l'ECCS s'accompagne d'un changement méthodologique et les résultats sont diffusés uniquement sous forme de tableau de bord, ce qui empêche de reconstruire la variable à partir des microdonnées comme dans les cycles antérieurs (voir annexe M).

appelés USNL. Ces États constituent un groupe témoin stable puisqu'ils ne sont pas affectés par les adoptions progressives de la légalisation observées dans d'autres juridictions américaines. La liste complète des États inclus dans USNL est présentée à l'annexe A. Selon la variable étudiée, les analyses sont réalisées au niveau Canada versus USNL ou, dans le cas de la consommation de cannabis, également au niveau provincial afin d'examiner l'hétérogénéité potentielle liée aux différences d'application de la réglementation.

Les variables sont harmonisées afin d'assurer leur comparabilité entre les différentes sources. Toutes les séries sont alignées sur une base annuelle et organisées de manière cohérente entre le Canada et les États américains non traités, de façon à produire un ensemble de variables compatibles avec les modèles présentés au chapitre suivant.

Dans l'objectif d'évaluer de manière robuste l'effet de la légalisation, certaines variables de contrôle sont intégrées en s'appuyant sur la stratégie retenue par Sabia *et al.* (2024), qui incluent des variables socioéconomiques et sociopolitiques dans leur recherche. En effet, il s'agit de facteurs susceptibles d'influencer la consommation de substances psychoactives. Par ailleurs, les travaux de Carpenter *et al.* (2017) soulignent explicitement l'importance de tenir compte des conditions économiques générales pour éviter de confondre l'effet de la légalisation avec des fluctuations conjoncturelles. Les contrôles retenus incluent le taux de chômage, le produit intérieur brut par habitant et le salaire minimum, utilisé également comme indicateur de l'orientation sociopolitique générale d'un État. L'ensemble de ces contrôles est harmonisé au niveau des États et des années lorsque les données sont disponibles, de manière à compléter les effets fixes temporels et géographiques utilisés dans les modèles du chapitre suivant.

3.3 Limites des données

Les enquêtes canadiennes présentent plusieurs discontinuités qui réduisent la comparabilité dans le temps. L'ESCCAD (2008 à 2012) fournit uniquement des données agrégées et, en raison de tailles d'échantillon trop faibles, ne permet pas toujours d'obtenir des estimations par province. Les cycles suivants adoptent chacun des formes de collecte différentes, ce qui complique l'harmonisation des séries. Cette hétérogénéité est accentuée en 2023 avec l'in-

roduction de l'ECSS, dont les résultats sont diffusés uniquement sous forme de tableau de bord, rendant impossible la reconstruction de certaines variables, notamment celles portant sur les autres drogues. Il en résulte une seule observation post-légalisation pour cette variable, ce qui empêche toute analyse dynamique de l'usage d'autres drogues au Canada. Les détails sur chaque enquête et la construction des variables sont présentés aux annexes M.1 et M.2.

Les données américaines de la NSDUH comportent également plusieurs limites. La série est interrompue en 2020 et 2021 en raison de la pandémie, créant une rupture entre les estimations de 2019 et celles disponibles à partir de 2022. De plus, les données par État ne sont pas publiées en 2015 pour l'usage d'autres drogues. Les définitions américaines des drogues illicites autres que le cannabis diffèrent également de celles utilisées au Canada. Enfin, les fichiers de microdonnées accessibles publiquement ne contiennent pas la variable « État », ce qui oblige à s'appuyer uniquement sur les tableaux agrégés.

Les données ne sont pas non plus disponibles au même niveau de détail selon les sources et les périodes. Certaines enquêtes ne fournissent que des estimations globales, alors que d'autres permettent de distinguer les résultats selon l'âge ou la région. Cette variation dans la quantité d'information accessible crée des différences de qualité entre les périodes et limite la possibilité de comparer de manière entièrement symétrique le Canada et les États américains non traités, en particulier pour les jeunes ou pour les niveaux régionaux.

Étant donné les limites importantes entourant les données directes sur les autres drogues, les surdoses accidentelles sont utilisées comme indicateur indirect (proxy). Comme le montrent Scholl et al. (2019), la hausse des décès observée depuis le milieu des années 2010 provient surtout de la présence accrue de fentanyl, ce qui reflète davantage une hausse de la toxicité des substances qu'une hausse du nombre de consommateurs. Ainsi, si l'évolution des surdoses diffère entre le Canada et les États non traités, cela pourrait indiquer un changement dans la population consommatrice. Une telle divergence serait alors davantage attribuable à l'évolution des comportements de consommation qu'à une modification de la dangerosité des substances. Même s'il s'agit d'un proxy imparfait, cette variable offre une série longue et cohérente qui permet de vérifier si les tendances observées confirment ou non les résultats issus des données très limitées sur les autres drogues.

3.4 Statistiques descriptives

Cette section présente les statistiques descriptives relatives à la consommation de cannabis, à l'usage d'autres drogues illicites et aux surdoses accidentelles pour le Canada. L'objectif est de décrire les niveaux observés et leur évolution dans le temps, sans interprétation causale. Un tableau résume d'abord les valeurs moyennes, minimales et maximales disponibles pour chaque indicateur, puis des graphiques illustrent leurs tendances au fil des années. Cette description permet de situer l'évolution générale de ces phénomènes au Canada avant d'examiner plus en détail les analyses présentées plus loin.

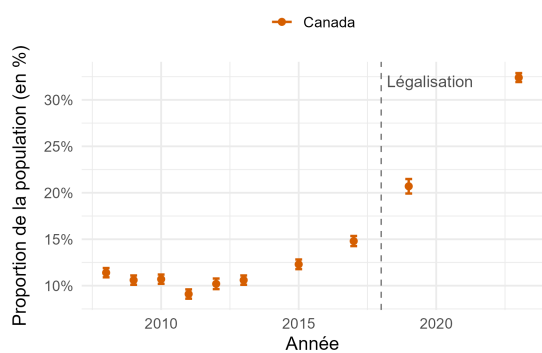
Comme le montre le tableau 3.1, les niveaux moyens observés au Canada évoluent différemment selon les variables. La consommation de cannabis est relativement stable avant 2018, avec une moyenne d'environ 0,11, ce qui correspond à environ 11 % des Canadiens déclarant avoir consommé du cannabis au moins une fois dans les douze derniers mois. Cette proportion atteint en moyenne 0,27 après la légalisation, soit près d'un Canadien sur quatre. L'indicateur d'usage d'autres drogues illicites présente pour sa part une moyenne d'environ 0,024 sur la période pré-légalisation, alors que seule une observation est disponible en 2019, avec une valeur d'environ 0,035, ce qui ne permet pas d'établir une tendance. Enfin, les surdoses accidentelles affichent une hausse marquée, passant d'une moyenne d'un peu plus de 4 décès pour 100 000 habitants avant 2018 à près de 16 par la suite, ce qui reflète l'ampleur de la crise des opioïdes.

TABLEAU 3.1 – Statistiques descriptives des variables pour le Canada

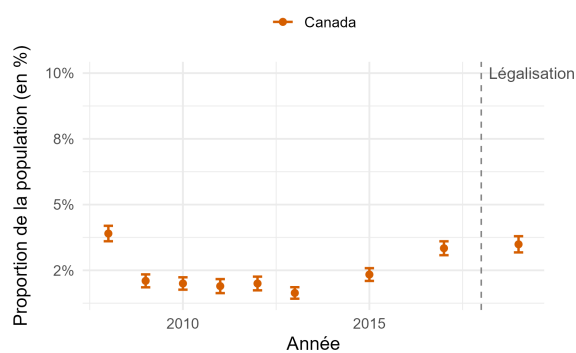
Variable	Moy. pré	Moy. post	Min	Max	n_{pré}	n_{post}
Consommation de cannabis	0,112	0,266	0,091	0,324	8	2
Usage d'autres drogues illicites	0,024	0,035	0,016	0,039	8	1
Surdoses accidentelles	4,283	15,979	2,383	19,365	18	6

Note : Les deux premières variables mesurent la proportion de la population ayant déclaré une consommation au moins une fois au cours des douze derniers mois. Les surdoses représentent les décès accidentels attribuables aux drogues, exprimés en taux pour 100 000 habitants. La période pré-légalisation couvre les années antérieures à 2018 ; la période post-légalisation commence en 2018. Une seule observation est disponible après 2018 pour l'usage d'autres drogues illicites.

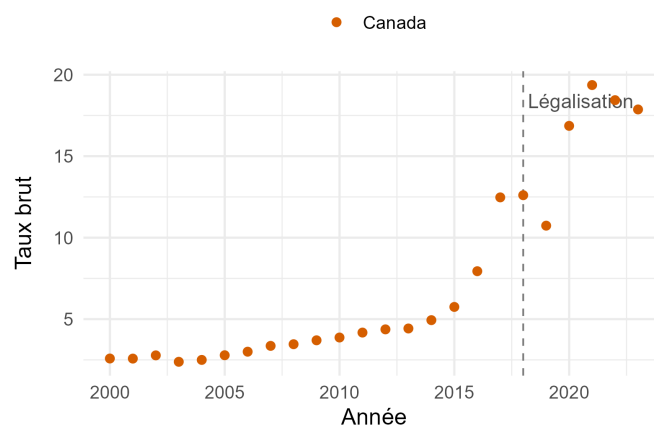
Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.



(a) Consommation de cannabis



(b) Usage d'autres drogues illicites



(c) Surdoses accidentelles

FIGURE 3.2 – Évolution des variables au Canada

Note : Les séries présentent les proportions de consommateurs pour la consommation de cannabis et l'usage d'autres drogues, ainsi que le taux de surdoses accidentelles, entre 2000 et 2023 selon la variable. La ligne verticale de 2018 correspond à l'entrée en vigueur de la légalisation récréative du cannabis au Canada.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.

L'examen visuel de l'évolution des variables au Canada, présenté à la figure 3.2, met en évidence des trajectoires distinctes. La consommation de cannabis demeure relativement stable jusqu'au milieu des années 2010, puis augmente de façon marquée dans les années qui entourent la légalisation. L'usage d'autres drogues illicites présente une certaine variabilité. En effet, les niveaux chutent à partir de 2008, puis augmentent légèrement en 2017 et 2019, tout en demeurant inférieurs à ceux observés en 2008. Les surdoses accidentelles montrent une progression soutenue depuis le début des années 2000, avec une accélération prononcée à partir de 2015. Cette évolution est cohérente avec la montée en importance des opioïdes synthétiques dans l'approvisionnement et avec la décision de Santé Canada de reconnaître la situation comme une urgence de santé publique. La figure 3.2 offre ainsi un aperçu général des évolutions récentes au Canada.

3.5 Étude tendancielle

L'étude tendancielle constitue une étape descriptive visant à examiner l'évolution des indicateurs au fil du temps avant toute analyse causale. Elle permet d'observer les variations préalables à la légalisation ainsi que la trajectoire immédiate après 2018, sans toutefois isoler l'effet propre de la réforme. L'objectif est de situer les principaux changements observés dans les séries canadiennes et de quantifier les variations afin de préparer l'analyse méthodologique présentée au chapitre suivant.

L'étude tendancielle repose d'abord sur une série de modèles simples permettant de décrire la relation entre chaque variable et la période post-légalisation. Le premier modèle estime directement la différence moyenne entre les périodes pré et post-2018 :

$$\text{Cons}_{pt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Après2018}_t + \varepsilon_{pt}, \quad (3.1)$$

où Cons_{pt} représente la proportion de consommation (ou le taux de surdoses pour 100 000 habitants), p l'unité d'observation (province ou groupe d'âge selon la série) et t l'année. Après2018_t prend la valeur 1 à partir de 2018 et 0 auparavant.

Dans le second modèle, il est ajouté une tendance linéaire temporelle :

$$\text{Cons}_{pt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Après2018}_t + \beta_2 \text{Année}_t + \varepsilon_{pt}, \quad (3.2)$$

ce qui permet de distinguer l'effet propre de la légalisation de la trajectoire déjà en cours avant 2018.

Dans ce modèle, la tendance linéaire est supposée identique avant et après la légalisation. Il aurait été possible de poser une rupture de pente à partir de 2018 à l'aide d'une interaction entre l'année et l'indicateur post-légalisation. Toutefois, le modèle 4 introduit des effets fixes d'année, qui absorbent l'ensemble des dynamiques temporelles communes, qu'elles soient linéaires ou non, ce qui rend une telle spécification moins pertinente.

Enfin, dans le troisième modèle, il est introduit des effets fixes γ_i , appliqués au niveau provincial pour les séries de consommation et au niveau des groupes d'âge pour les surdoses (données non disponibles par province) :

$$\text{Cons}_{pt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Après2018}_t + \beta_2 \text{Année}_t + \gamma_i + \varepsilon_{pt}. \quad (3.3)$$

Les résultats des trois modèles sont présentés dans le tableau 3.2. Pour la consommation de cannabis, le modèle simple (M1) suggère une hausse substantielle après 2018. Cette hausse diminue mais demeure significative lorsque l'on contrôle pour la tendance préexistante (M2) et pour les effets fixes provinciaux (M3). Pour l'usage d'autres drogues, les coefficients estimés sont instables et non significatifs, ce qui reflète la variabilité des cycles d'enquête et la faiblesse des données post-2018. Enfin, les surdoses accidentelles affichent une augmentation marquée entre les périodes pré et post dans M1, cohérente avec la crise des opioïdes. Une hausse qui demeure significative dans M2 et M3.

TABLEAU 3.2 – Études tendanciennes au Canada : consommation de cannabis, usage d'autres drogues illicites et surdoses accidentelles

(a) Consommation de cannabis				(b) Usage d'autres drogues illicites			
	M1	M2	M3		M1	M2	M3
Constante	0,112*** (0,012)	-13,198* (6,733)	-28,539*** (3,519)	Constante	0,024*** (0,003)	0,036 (2,133)	-4,877*** (1,286)
Après 2018	0,153*** (0,026)	0,093** (0,038)	0,046*** (0,015)	Après 2018	0,011 (0,008)	0,011 (0,012)	-0,001 (0,004)
Année		0,007* (0,003)	0,014*** (0,002)	Année		0,000 (0,001)	0,002*** (0,001)
N	10	10	70	N	9	9	46
R^2	0,809	0,877	0,885	R^2	0,194	0,194	0,576
Tendance linéaire		X	X	Tendance linéaire		X	X
Effets fixes province			X	Effets fixes province			X

(c) Surdoses accidentelles			
	M1	M2	M3
Constante	4,283*** (0,645)	-802,598*** (178,801)	-1062,082*** (112,592)
Après 2018	11,696*** (1,289)	6,876*** (1,423)	8,129*** (0,863)
Année		0,402*** (0,089)	0,528*** (0,056)
N	24	24	360
R^2	0,789	0,893	0,751
Tendance linéaire		X	X
Effets fixes (âge)			X

Note : Les panels (a), (b) et (c) présentent les coefficients estimés des modèles M1 à M3 pour la consommation de cannabis, l'usage d'autres drogues illicites et les surdoses accidentelles. M1 inclut uniquement l'indicatrice post-légalisation ; M2 ajoute une tendance linéaire ; M3 introduit des effets fixes (province ou groupe d'âge selon la variable). Le nombre d'observations varie selon le modèle et la variable. Dans M1 et M2, les régressions portent directement sur les séries canadiennes agrégées, de sorte que N correspond au nombre d'années disponibles. Dans M3, l'ajout d'effets fixes désagrège l'analyse : pour le cannabis et les autres drogues, l'effet fixe est appliqué par province, tandis que pour les surdoses, il est appliqué par groupe d'âge. Le nombre d'observations augmente donc dans les deux cas, puisque chaque combinaison province-année ou groupe d'âge-année constitue une observation distincte.

Les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.

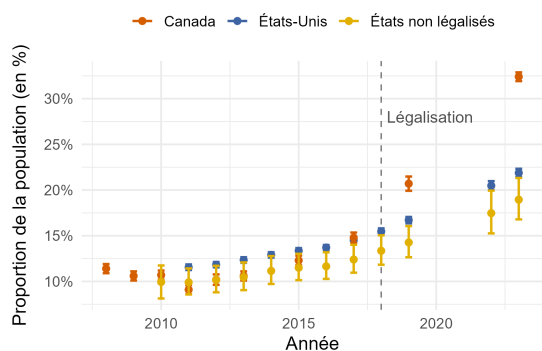
Le quatrième modèle de l'étude tendancielle s'appuie sur une spécification incluant simultanément des effets fixes d'année et des effets fixes d'unité :

$$\text{Cons}_{pt} = \beta_0 + \delta_t + \gamma_p + \varepsilon_{pt}, \quad (3.4)$$

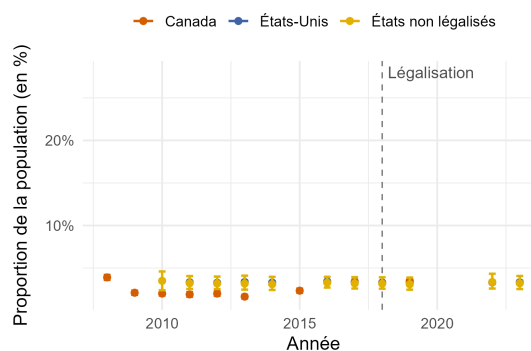
où δ_t capte la variation annuelle par rapport à l'année de référence et γ_p capte les différences structurelles invariantes (provinces pour les consommations, groupes d'âge pour les surdoses). Les résultats complets sont présentés à l'annexe B.

Pour la consommation de cannabis, une rupture significative apparaît dès 2015, avant la légalisation. Deux explications sont plausibles. Tout d'abord, un effet d'anticipation lié à l'élection fédérale de 2015, où la légalisation constituait un engagement central du Parti libéral du Canada. Ensuite, un effet d'honnêteté, les répondants se sentant progressivement plus à l'aise de déclarer leur usage. Ces mécanismes seront évalués dans l'étude d'événement. Pour l'usage d'autres drogues, aucune année ne se distingue significativement, ce qui reflète soit la faible profondeur des données post-2018 et les ruptures méthodologiques entre enquêtes ou encore des variations ponctuelles. Pour les surdoses, une différence significative apparaît dès 2015, cohérente avec l'arrivée massive des opioïdes synthétiques dans l'approvisionnement et la reconnaissance de la crise comme urgence de santé publique. Ce modèle ne vise pas à attribuer la cause, mais à identifier le moment d'inflexion. Les tendances canadiennes prises isolément peuvent laisser croire à des hausses liées à la légalisation. Toutefois, elles ne distinguent pas un effet propre d'un simple changement de tendance pouvant résulter de facteurs démographiques, culturels ou structurels, d'où l'importance d'introduire un groupe de contrôle.

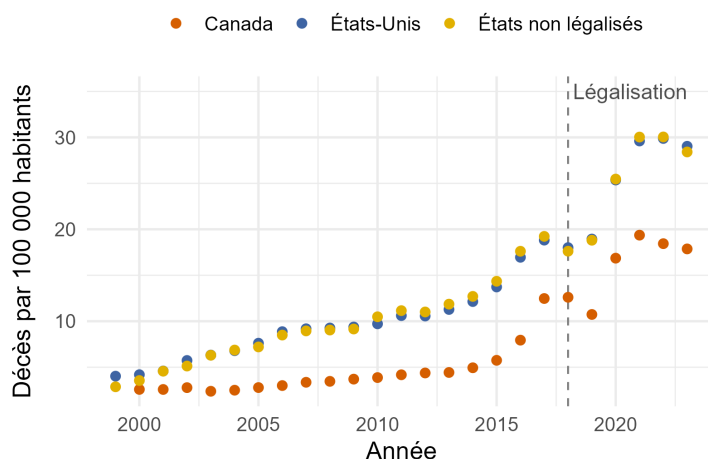
La figure 3.3 compare les séries canadiennes à celles des États-Unis et des USNL. Pour la consommation de cannabis, une tendance à la hausse est aussi visible aux États-Unis, et un écart croissant se crée entre les États USNL et l'ensemble des États américains, ces derniers consommant davantage. Pour l'usage d'autres drogues, les données montrent une forte variabilité au Canada mais une grande stabilité aux États-Unis, avec peu de différences entre USNL et les États américains dans leur ensemble. Enfin, pour les surdoses, un écart initial important entre le Canada et les États-Unis au début des années 2000 se réduit au fil du temps. En effet, les tendances deviennent parallèles lorsque la crise des opioïdes s'intensifie, et aucune différence notable n'apparaît entre USNL et le reste des États-Unis.



(a) Consommation de cannabis



(b) Usage d'autres drogues illicites



(c) Surdoses accidentelles

FIGURE 3.3 – Comparaison descriptive des tendances : Canada, États-Unis et États USNL

Note : Les graphiques comparent les niveaux observés de consommation de cannabis, d'usage d'autres drogues illicites et de surdoses accidentelles entre le Canada, l'ensemble des États-Unis et les États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis (USNL). Les deux premières séries correspondent à la proportion de la population âgée de 12 ans et plus ayant déclaré une consommation au moins une fois au cours des douze derniers mois. Les surdoses représentent les décès accidentels attribuables aux drogues, exprimés en taux pour 100 000 habitants. La figure offre un aperçu descriptif des différences de niveaux et de trajectoires avant les analyses causales.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

Ces comparaisons visuelles indiquent que plusieurs ruptures observées dans les séries canadiennes reflètent des dynamiques nord-américaines plus larges plutôt que l'effet propre de la légalisation. Elles soulignent ainsi la nécessité de recourir à des méthodes causales,

présentées au chapitre suivant.

CHAPITRE IV

MÉTHODOLOGIE

Les analyses descriptives du chapitre précédent ont montré plusieurs régularités importantes. La consommation de cannabis augmente nettement après 2018, l'usage déclaré d'autres drogues demeure globalement stable et les surdoses évoluent dans un contexte structurel marqué par la présence croissante du fentanyl. Bien qu'utiles pour documenter les tendances, ces constats ne permettent pas d'inférer un effet causal de la légalisation, car ils peuvent refléter d'autres facteurs qui ne sont pas liés à la réforme. Les mécanismes théoriques présentés au chapitre 2 suggèrent que la légalisation peut produire des effets de directions opposées selon le contexte institutionnel et la structure du marché illicite. L'analyse empirique qui suit vise à déterminer laquelle de ces dynamiques semble dominer dans le cas canadien.

Pour isoler l'effet propre de la légalisation récréative, il est nécessaire de comparer l'évolution du Canada avant et après 2018 à celle d'un groupe de juridictions n'ayant pas modifié leur cadre légal. Les États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis constituent le groupe témoin crédible pour les raisons évoquées auparavant. L'idée générale est donc d'estimer ce qui se serait produit au Canada en l'absence de légalisation en utilisant ces États comme contrefactuel.

Les méthodes présentées dans ce chapitre reposent sur cette logique. Le modèle de différence-en-différence fournit une estimation agrégée de l'effet moyen de la légalisation. Le modèle dynamique d'étude d'événement examine les effets année par année et permet d'évaluer la similarité des tendances avant 2018. Enfin, l'approche de différence-en-différence synthétique construit un contrefactuel pondéré qui reproduit de façon plus précise la trajec-

toire canadienne avant la réforme. L'utilisation combinée de ces méthodes permet de dépasser les limites des simples tendances descriptives et d'obtenir une évaluation plus rigoureuse des effets potentiels de la légalisation.

4.1 Modèle de différence-en-différence

Le modèle DiD constitue la première approche utilisée pour estimer l'effet de la légalisation. Il compare l'évolution du Canada avant et après 2018 à celle des États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis, de manière à isoler la part de variation attribuable à la réforme, indépendamment des tendances générales affectant l'ensemble de l'Amérique du Nord. Cette stratégie comporte toutefois certaines limites. Une inquiétude importante concerne les différences structurelles entre le Canada et les États-Unis, qui peuvent remettre en cause l'hypothèse de tendances parallèles. Par exemple, le Canada dispose de ports maritimes majeurs qui jouent un rôle clé dans le commerce transpacifique. Le port de Montréal et surtout celui de Vancouver, en lien direct avec les flux commerciaux en provenance de la Chine, peuvent entraîner des dynamiques particulières dans l'approvisionnement en substances illicites. Malgré ces divergences, les États américains n'ayant pas légalisé le cannabis demeurent le groupe de contrôle le plus pertinent à cette échelle géographique. Aussi, l'approche SDID utilisée plus tard dans l'analyse contribue à réduire ce biais potentiel, car la méthode attribue davantage de poids aux États qui se rapprochent le plus du Canada sur le plan structurel avant la légalisation.

Le modèle estimé est le suivant :

$$Cons_{pt} = \beta_1(Traitement_p \times Apres2018_t) + Contrôles'_{pt}\gamma + \alpha_p + \lambda_t + \varepsilon_{pt}. \quad (4.1)$$

Dans cette équation, $Cons_{pt}$ désigne la proportion associée à la variable d'intérêt pour l'État p à l'année t . L'interaction $Traitement_p \times Apres2018_t$ permet d'estimer l'effet différentiel associé à la légalisation. Les effets fixes d'État α_p captent les caractéristiques propres à chaque juridiction, tandis que les effets fixes d'année λ_t absorbent les chocs temporels communs¹.

1. Les effets fixes d'État et d'année absorbent respectivement les variables $Traitement_p$ et $Apres2018_t$,

Le vecteur $Contrôles_{pt}$ regroupe un ensemble restreint de variables socioéconomiques telles que le PIB par habitant et le taux de chômage ainsi qu'une variable sociopolitique, le salaire minimum, et γ est le vecteur de coefficients associés. Les écarts types ε_{pt} sont regroupés par État pour tenir compte de la dépendance temporelle au sein des mêmes juridictions. D'autres variables de contrôle pourraient être incluses, mais celles retenues ici constituent les options les plus accessibles et cohérentes avec l'approche adoptée dans Sabia *et al.* (2024).

L'interprétation de β_1 repose sur trois conditions nécessaires. La première est l'absence de choc propre au Canada coïncidant exactement avec 2018. La deuxième concerne l'absence d'anticipation, évaluée à l'aide des coefficients pré-2018 du modèle d'étude d'événement ainsi que d'un test placebo où la date de légalisation est déplacée à 2015, en particulier pour la consommation de cannabis où un signal d'anticipation avait été observé. La troisième condition est la similarité des tendances avant 2018 entre le Canada et les États USNL, ce qui constitue la logique même du modèle d'étude d'événement, utilisé précisément pour évaluer cette propriété.

L'application du modèle dépend des fenêtres temporelles disponibles pour chaque variable. Pour la consommation de cannabis, seules les années communes entre les séries canadiennes et américaines peuvent être utilisées, soit 2010, 2011, 2012, 2013, 2015, 2017, 2019 et 2023. Pour la consommation d'autres drogues, les années disponibles se limitent à 2010, 2011, 2012, 2013, 2017 et 2019, ce qui réduit davantage la période postérieure à la réforme. De plus, cela contribue aux limites des données, sachant que les années canadiennes exclues correspondent aux valeurs les plus élevées de la série. À l'inverse, les données sur les surdoses couvrent l'ensemble de la période 2000 à 2023, offrant ainsi une base beaucoup plus riche pour évaluer les tendances prétraitement et la robustesse du modèle.

Le modèle DiD présente l'avantage d'une interprétation relativement directe, mais il demeure sensible aux différences structurelles entre pays et aux chocs majeurs, notamment liés à la crise du fentanyl, qui peuvent masquer des effets plus modestes. Ces limites justifient

rendant leur estimation individuelle impossible en raison de collinéarité parfaite. À des fins illustratives, ces coefficients sont estimés dans une spécification sans effets fixes, présentée à l'annexe O.

le recours au modèle dynamique présenté dans la section suivante ainsi qu'à l'approche SDID.

4.2 Modèle d'étude d'événement

Le modèle d'étude d'événement constitue la deuxième approche utilisée pour analyser l'effet de la légalisation. Contrairement au modèle en différence-en-différence, qui estime un effet moyen avant et après 2018, l'étude d'événement permet d'estimer un effet différencié pour chaque année relative à la réforme. Cette approche est particulièrement utile pour examiner la trajectoire temporelle du Canada et pour vérifier si les tendances observées avant la légalisation sont comparables à celles du groupe témoin.

Le modèle estimé est le suivant :

$$Cons_{pt} = \lambda_t + \mu_p + \sum_k \delta_k Traitement_{pk} + Contrôles'_{pt} \gamma + \varepsilon_{pt}. \quad (4.2)$$

Les effets fixes d'année λ_t absorbent les tendances temporelles communes à toutes les unités, tandis que les effets fixes d'État μ_p contrôlent pour toutes les caractéristiques inobservables propres et invariantes dans le temps à chaque province ou État. Les indicateurs $Traitement_{pk}$ correspondent au statut de traitement spécifique à chaque année k et prennent la valeur 1 pour le Canada à l'année k , et 0 sinon. Les coefficients δ_k mesurent ainsi, pour chaque année, l'écart entre le Canada et les États USNL relativement à une année de référence. Les coefficients précédant 2018 permettent d'évaluer la similarité des tendances prétraitement, alors que les coefficients postérieurs décrivent la dynamique de l'effet après la réforme. Le vecteur $Contrôles_{pt}$ et le vecteur de coefficients γ jouent le même rôle que dans le modèle DiD précédent.

L'étude d'événement joue également un rôle central dans l'évaluation de l'absence d'anticipation. Dans le cas où les coefficients prétraitement indiquent une rupture non attribuable à la réforme, un test placebo est réalisé en déplaçant artificiellement la date de légalisation à 2015. Cette vérification est particulièrement importante pour la consommation de cannabis, où les tendances descriptives suggéraient un possible ajustement avant 2018.

L'application du modèle dépend des années disponibles pour les variables de consommation. Les enquêtes ne disposent que d'un nombre limité d'années communes avant 2018, ce qui réduit la puissance des tests et nécessite une interprétation prudente. À l'inverse, les données sur les surdoses couvrent deux décennies, ce qui permet une évaluation beaucoup plus robuste des tendances prétraitement et de la dynamique future.

4.3 Méthode de différence-en-différence synthétique

L'approche SDID constitue une troisième méthode permettant d'estimer l'effet de la légalisation. Elle combine les principes du contrôle synthétique et du modèle en différence-en-différence afin de construire un contrefactuel pondéré dont la trajectoire prétraitement reproduit le plus fidèlement possible celle du Canada. Cette approche est particulièrement utile lorsque la condition de tendances parallèles n'est pas respectée dans le modèle DiD standard.

Avant 2018, un ensemble de poids est attribué aux États USNL afin de reproduire le niveau de la série canadienne, tandis qu'un second ensemble de poids est appliqué aux années prétraitement afin d'aligner les dynamiques temporelles. Cette double pondération minimise l'écart prétraitement entre le Canada et son contrefactuel synthétique. Après 2018, l'écart moyen entre les deux trajectoires fournit l'estimation de l'effet de la légalisation.

La validité de l'approche est évaluée à l'aide de deux diagnostics complémentaires. Le premier est l'erreur quadratique moyenne prétraitement (RMSPE), qui mesure la capacité du contrefactuel synthétique à reproduire la trajectoire canadienne avant l'intervention. Un RMSPE faible relativement à la variabilité prétraitement indique que l'ajustement est crédible. Le second diagnostic est une étude d'événement reconstruite à partir des poids SDID, qui permet d'évaluer directement la plausibilité des tendances parallèles. Les coefficients prétraitement doivent être statistiquement nuls afin que le contrefactuel synthétique constitue une base valide pour l'inférence causale.

L'incertitude associée à l'estimation SDID est évaluée à l'aide de placebos par permutation. Cette méthode applique la procédure SDID à chaque unité témoin comme si elle

avait été traitée, ce qui permet d'obtenir une distribution de référence des effets plausibles en absence d'impact. Les intervalles de confiance sont ensuite construits à partir de cette distribution placebo.

Dans ce mémoire, la différence-en-différence synthétique est utilisée lorsque l'étude d'événement standard révèle une pré-tendance non parallèle entre le Canada et les États USNL. Cette approche permet alors de corriger cette divergence prétraitement et d'obtenir une estimation plus crédible de l'effet de la légalisation lorsque la structure des données le permet.

CHAPITRE V

RÉSULTATS

Le présent chapitre examine l'impact de la légalisation du cannabis sur trois dimensions centrales de l'usage de drogues au Canada : la consommation de cannabis, la consommation d'autres substances illicites et les surdoses accidentelles. Dans l'ensemble de l'analyse, le Canada est comparé aux États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis, qui constituent le groupe témoin.

Trois approches empiriques complémentaires sont utilisées. Le modèle en différence-en-différence fournit une estimation moyenne avant-après tout en contrôlant pour les chocs propres aux unités et pour les variations annuelles communes. L'étude d'événement permet d'examiner explicitement la dynamique pré et post-légalisation, ce qui est essentiel pour évaluer la plausibilité des tendances parallèles. Enfin, la méthode en différence-en-différence synthétique est utilisée lorsque la structure des données le permet. Ici, son ajustement pré-traitement est évalué à l'aide du RMSPE et d'une étude d'événement pondérée par les poids synthétiques.

Les résultats sont présentés méthode par méthode. L'étude d'événement est d'abord examinée pour les trois variables. Les estimations issues des modèles en différence-en-différence sont ensuite interprétées. Les résultats obtenus à partir de la méthode synthétique, incluant le test placebo, sont ensuite discutés. Enfin, les analyses d'hétérogénéité selon l'âge et selon les provinces complètent l'examen empirique avant la discussion finale.

5.1 Étude d'événement

L'étude d'événement permet d'examiner la dynamique des écarts entre le Canada et les États n'ayant jamais légalisé le cannabis avant et après 2018. Elle constitue un diagnostic essentiel de la plausibilité des tendances parallèles, puisqu'elle présente les trajectoires pré- et post-traitement plutôt que de se limiter à l'estimation d'un effet moyen. Les trois indicateurs retenus, soit la consommation de cannabis, la consommation d'autres substances illicites et les surdoses accidentelles, sont analysés à partir de la même spécification incluant des effets fixes d'État et d'année ainsi que les contrôles utilisés dans le modèle principal. Les coefficients de chaque régression estimée se trouvent dans l'annexe C pour le cannabis, l'annexe G pour les autres drogues et l'annexe J pour les surdoses.

Pour la consommation de cannabis, les coefficients pré-légalisation suggèrent une dynamique compatible avec l'hypothèse de tendances parallèles. En effet, l'écart entre le Canada et les États non traités demeure stable entre 2010 et 2013. Une divergence ponctuelle apparaît toutefois en 2015, où l'estimation devient négative et significative. Cette anomalie ne correspond pas à une rupture durable, car les années autres années ne montre pas d'évolution comparable, ce qui suggère un phénomène isolé. Deux interprétations demeurent plausibles : un ajustement temporaire de la consommation à l'approche d'un changement réglementaire anticipé ou une évolution dans la propension à déclarer l'usage à mesure que la légalisation devient plus vraisemblable. Ces hypothèses s'inscrivent dans un contexte politique bien précis. L'année 2015 correspond à l'élection fédérale qui a porté Justin Trudeau et le Parti libéral du Canada au pouvoir, après une campagne où la légalisation du cannabis figurait parmi les engagements phares du programme gouvernemental. Après 2018, l'écart augmente rapidement et atteint plus de dix points de pourcentage en 2023, ce qui confirme visuellement la hausse substantielle qui est identifiée dans l'étude tendancielle.

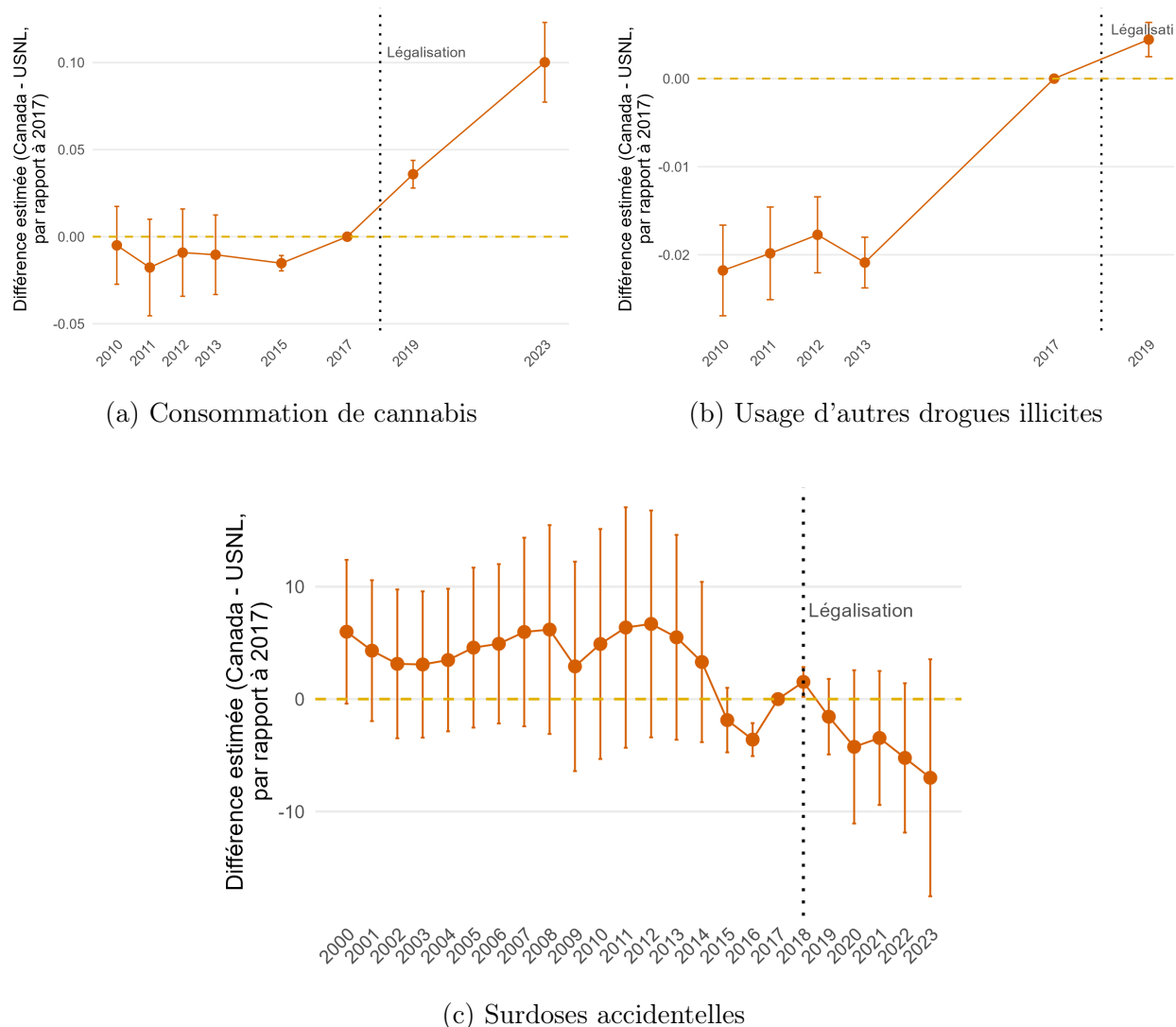


FIGURE 5.1 – Études d'événement pour les trois variables

Note : Chaque graphique présente les coefficients estimés d'un modèle d'étude d'événement comparant le Canada aux États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis (USNL), relativement à 2017 (dernière année avant la légalisation). Les modèles comprennent des effets fixes d'État et d'année, ainsi que des variables socioéconomiques et sociopolitiques (taux de chômage, PIB par habitant et salaire minimum). Les barres d'erreur représentent les intervalles de confiance à 95 %, construits à partir d'écart types regroupées au niveau des États. Ces résultats décrivent l'évolution dynamique de l'écart Canada-USNL autour de la légalisation de 2018.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

La dynamique observée pour la consommation d'autres drogues diffère nettement de celle du cannabis. Avant 2018, les estimations sont instables et associées à des intervalles de confiance très larges. Cette variabilité reflète plusieurs contraintes structurelles : absence

de données américaines en 2015, faible nombre d'observations canadiennes et hétérogénéité importante entre les deux pays pour cet indicateur. Aucun motif clair de tendance parallèle n'apparaît durant la période prétraitement, ce qui empêche toute interprétation causale. Après 2018, la seule observation disponible, en 2019, suggère une augmentation significative au Canada relativement au groupe de comparaison, mais ce point isolé n'est suivi d'aucune trajectoire cohérente. L'étude d'événement met ainsi surtout en évidence les limites caractéristiques des données plutôt qu'un changement structurel attribuable à la légalisation.

La série des surdoses accidentelles présente une situation opposée. Avant la légalisation, les écarts estimés sont systématiquement proches de zéro, à l'exception d'une légère fluctuation en 2016 qui demeure compatible avec l'hypothèse de tendances parallèles. La stabilité de la période prétraitement reflète une dynamique largement commune aux deux pays, dominée par la transformation rapide du marché nord-américain des opioïdes synthétiques. Après 2018, les coefficients demeurent faibles, centrés autour de zéro et statistiquement nuls. Aucun signal d'une rupture associée à la légalisation n'est observable, ce qui concorde avec les estimations issues du modèle en différence-en-différence vu dans la prochaine section.

Dans l'ensemble, l'étude d'événement produit trois diagnostics distincts. Pour la consommation de cannabis, la tendance prétraitement est globalement cohérente et les écarts post-légalisation augmentent de manière marquée. Pour la consommation d'autres drogues, l'absence de tendance parallèle exploitable rend toute interprétation causale imprudente. Puis, pour les surdoses accidentelles, la stabilité des écarts avant et après la légalisation suggère l'absence d'effet détectable dans un contexte dominé par l'évolution du fentanyl. Il serait pertinent de corriger cette absence de parallélisme, afin de construire un contrefactuel plus crédible. Cette motivation justifie le recours à l'approche en différence-en-différence synthétique, présentée dans les prochaines sections.

5.2 différence-en-différence

L'estimation en différence-en-différence fournit une première mesure de l'impact moyen de la légalisation du cannabis, en comparant la variation observée au Canada à celle des

États américains n'ayant jamais légalisé. Le modèle inclut des effets fixes d'État et d'année ainsi que les contrôles utilisés. L'ensemble des résultats pour les différentes variables se trouve dans le tableau 5.1.

Pour la consommation de cannabis, l'estimation indique une hausse moyenne d'environ sept points de proportion après 2018 au Canada relativement aux États non traités. Cet effet est fortement significatif et cohérent avec les tendances mises en évidence par l'étude d'événement. Il confirme que la légalisation s'accompagne d'une augmentation clairement identifiable de la consommation déclarée de cannabis. Bien que la fenêtre prétraitement soit relativement courte en raison de la disponibilité des données américaines, les diagnostics visuels suggèrent que les trajectoires étaient globalement compatibles avant la légalisation. L'effet mesuré est donc robuste et interprétable comme un changement substantiel dans l'usage de cannabis à la suite de la réforme.

TABLEAU 5.1 – Effets de la légalisation : comparaison des modèles DiD

Variable	Cannabis	Autres drogues	Surdoses
Interaction (Canada × Après 2018)	0,072*** (0,0107)	0,0138** (0,0047)	-6,39 (4,78)
Taux de chômage (%)	0,0006 (0,0013)	0,00029 (0,00059)	-0,35 (0,43)
PIB par habitant (milliers de \$)	-0,0012* (0,0006)	-0,000025 (0,00028)	-0,40 (0,31)
Salaire minimum (\$)	0,0004 (0,0019)	-0,00155* (0,00066)	-0,58 (0,88)
<i>N</i>	192	144	618
<i>R</i> ² ajusté	0,916	0,461	0,795
RMSE	0,0099	0,00309	4,92

Note : Ce tableau présente les coefficients issus des modèles de différence-en-différence estimés pour les trois variables. L'équation estimée est donnée à (4.1), où α_i représente les effets fixes propres à chaque État, δ_t les effets fixes propres à chaque année, et X_{it} l'ensemble des variables de contrôle macroéconomiques (taux de chômage, PIB par habitant et salaire minimum). Les écart types utilisées sont robustes et regroupées par État.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS, NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

Dans le tableau 5.1, les coefficients individuels associés au groupe traité et à la période post-2018 n'apparaissent pas, puisqu'ils sont absorbés par les effets fixes d'État et d'année. Afin d'en présenter explicitement les valeurs, une estimation complémentaire sans effets fixes est fournie à l'annexe O. Dans cette spécification, les coefficients associés au groupe traité et à la période postérieure à 2018 redeviennent identifiables, puisqu'ils ne sont plus absorbés par les effets fixes du modèle principal. Comme attendu, le coefficient d'interaction varie légèrement en magnitude, mais son signe et son interprétation demeurent inchangés. Cette comparaison confirme que l'effet moyen estimé de la légalisation ne dépend pas de la structure exacte des effets fixes et se révèle robuste aux différentes spécifications.

La consommation d'autres drogues présente un résultat beaucoup plus difficile à interpréter. Le coefficient estimé est positif et significatif, autour de 1,4 point de pourcentage, mais plusieurs contraintes structurelles empêchent d'en tirer une conclusion causale. La fenêtre prétraitement disponible est extrêmement courte, puisque les données américaines ne commencent qu'en 2010 et sont interrompues en 2015 pour cet indicateur, ce qui impose de perdre deux années canadiennes essentielles (2008 et 2009) qui présentaient des niveaux nettement supérieurs. La série canadienne elle-même ne comporte qu'une seule observation postérieure à 2018, en 2019, ce qui exclut toute dynamique post-traitement. De plus, les niveaux et variabilités diffèrent substantiellement entre le Canada et les États du groupe témoin, ce qui empêche d'établir des tendances parallèles avant la réforme. Dans ce contexte, même si l'estimation est statistiquement significative, elle reflète surtout les limites des données et non un effet attribuable à la légalisation. Le modèle en différence-en-différence ne peut donc pas fournir un résultat crédible pour cette variable.

Les surdoses accidentelles offrent un cadre plus favorable à l'utilisation du modèle. Le coefficient estimé est négatif, d'environ six décès pour cent mille habitants, mais non significatif. L'intervalle de confiance englobe systématiquement zéro et l'analyse ne révèle aucune rupture significative après la légalisation. Ces résultats s'alignent avec ceux de l'étude d'événement, où les coefficients prétraitement demeureraient proches de zéro et où aucune divergence systématique n'apparaissait après 2018. Dans un contexte où la dynamique des surdoses est dominée par la distribution rapide du fentanyl plutôt que par des changements de

politique entourant le cannabis, ces résultats sont cohérents avec l'hypothèse d'une absence d'effet détectable de la légalisation sur les décès accidentels liés aux drogues.

Pris ensemble, les résultats montrent une forte hétérogénéité selon les indicateurs. Le signal est clair pour la consommation de cannabis, inconnu pour l'usage d'autres drogues en raison des limites structurelles des données, et nul pour les surdoses. Cette comparaison montre que la structure du panel joue un rôle important dans la capacité d'inférence causale du modèle. Elle montre également que, pour certaines variables, les pré-tendances ne peuvent pas être considérées comme parfaitement parallèles. Ces limites motivent explicitement le recours à l'approche en différence-en-différence synthétique, qui vise à repondérer les unités de contrôle afin de corriger ces divergences structurelles et de construire un contrefactuel plus crédible.

5.3 Méthodes complémentaires

5.3.1 différence-en-différence synthétique

L'approche en différence-en-différence synthétique est utilisée afin de vérifier si une repondération conjointe des unités et des années permet de construire un contrefactuel reproduisant fidèlement la trajectoire canadienne avant la légalisation du cannabis. Cette méthode est particulièrement utile lorsque les pré-tendances divergent légèrement ou lorsque les unités du groupe témoin présentent des niveaux très différents, ce qui peut compromettre l'estimation traditionnelle. L'évaluation s'appuie sur deux éléments. Le premier est l'ajustement prétraitement mesuré par le RMSPE. Le second est une étude d'événement repondérée à l'aide des poids temporels et spatiaux, qui permet d'examiner si les écarts avant 2018 deviennent statistiquement nuls une fois la repondération appliquée.

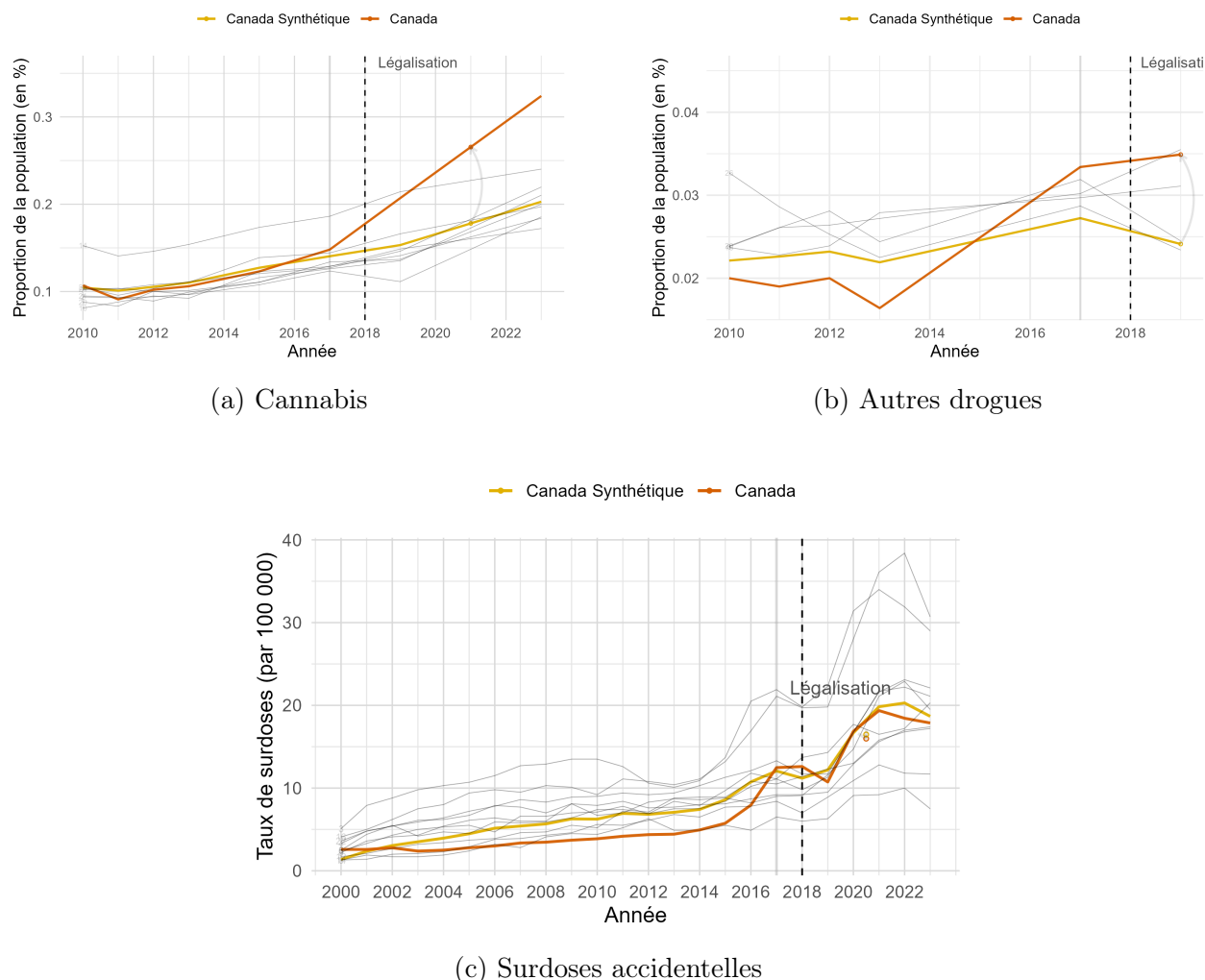


FIGURE 5.2 – Effets estimés par la méthode SDID

Note : Les graphiques comparent l'évolution observée au Canada au contrefactuel synthétique obtenu par la méthode des différence-en-différence synthétique (SDID). Les effets moyens et les intervalles de confiance sont calculés à l'aide d'une procédure placebo appliquée aux unités de contrôle. La ligne verticale indique l'année de la légalisation. Les poids spatiaux et temporels utilisés pour construire les séries synthétiques sont présentés dans les annexes E et F (cannabis), H et I (autres drogues), ainsi que K et L (surdoses). L'ensemble de ces graphiques est disponible en format plus grand dans l'annexe N. Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

Pour la consommation de cannabis, les diagnostics prétraitement sont favorables. Le RMSPE s'élève à environ 0,012, ce qui est faible relativement au niveau moyen observé avant la légalisation (0,112). Comme l'illustre la figure 5.2, la trajectoire synthétique reproduit étroitement la consommation canadienne jusqu'en 2017. Cette superposition témoigne de la pertinence des poids spatiaux et temporels, présentés respectivement en annexes E et F, qui

concentrent l'essentiel de la repondération sur un petit nombre d'États présentant des caractéristiques prétraitement proches de celles du Canada et sur les années les plus rapprochées de 2018. L'étude d'événement repondérée, figurant plus loin dans la figure 5.3, confirme la validité des pré-tendances. Les coefficients pré-législation deviennent statistiquement nuls, ce qui corrige l'écart isolé observé en 2015 dans l'étude d'événement non pondérée. Après 2018, la divergence entre la série canadienne et son contrefactuel synthétique croît rapidement. L'effet moyen post-législation estimé par la méthode synthétique est d'environ 0,0875, avec un intervalle de confiance qui varie approximativement de 0,063 à 0,112. Cette estimation est très proche de celle obtenue avec le modèle en différence-en-différence traditionnel. Ensemble, ces éléments indiquent que l'augmentation de la consommation de cannabis associée à la légalisation est un résultat robuste et cohérent à travers les différentes méthodes.

Pour la consommation d'autres drogues, la méthode synthétique met en évidence les limites associées à cette variable. Le RMSPE prétraitement est d'environ 0,005, soit près de vingt pour cent du niveau moyen observé avant 2018 (0,024). Cette proportion élevée indique un ajustement insuffisant pour une série peu volatile. La figure 5.2 montre que la trajectoire synthétique ne reproduit pas les niveaux canadiens, même avant la légalisation. Les États du groupe USNL présentent systématiquement des niveaux supérieurs à ceux du Canada et aucune combinaison pondérée ne permet de reconstruire un profil similaire. Les poids spatiaux, présentés en annexe I, confirment cette difficulté, car ils attribuent l'essentiel de la repondération à un ensemble trop restreint d'États dont les niveaux demeurent trop éloignés de ceux du Canada. L'étude d'événement repondérée, présenté dans la figure 5.3, confirme l'échec du contrefactuel. Les coefficients pré-législation restent significativement différents de zéro, ce qui empêche toute interprétation causale. L'estimation post-2018 obtenue par la méthode synthétique, environ 0,011, ne peut donc pas être interprétée comme un effet de la légalisation, car la condition minimale de validité n'est pas satisfaite.

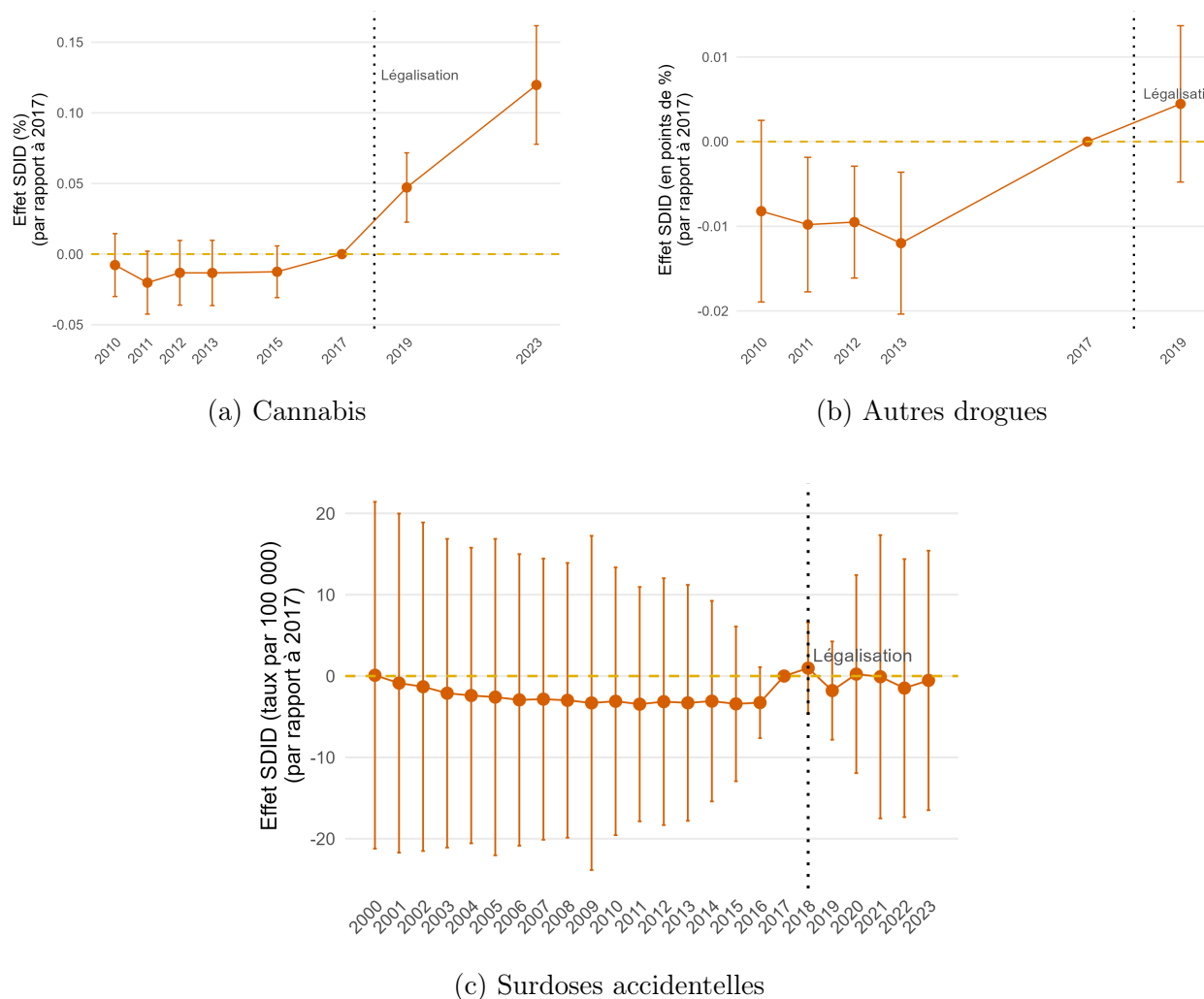


FIGURE 5.3 – Études d'événement pondérées par les poids SDID

Note : Les coefficients représentent, pour chaque année relative à la légalisation, l'écart entre la série canadienne et son contrefactuel synthétique construit à l'aide des poids unitaires et temporels SDID. Les intervalles de confiance sont obtenus par une procédure placebo appliquée séparément pour chaque période, conformément à l'inférence SDID événementielle. La ligne verticale correspond à l'année de la légalisation.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

Pour les surdoses accidentelles, les diagnostics prétraitement se situent entre les deux cas précédents. Le RMSPE est d'environ 2,998, alors que le niveau moyen des surdoses avant 2018 est légèrement supérieur à quatre décès pour cent mille habitants. Cet écart indique un ajustement imparfait. La figure 5.2 montre que le contrefactuel synthétique se situe souvent au-dessus de la série canadienne avant 2018, ce qui reflète l'absence d'États du groupe USNL

présentant des niveaux comparables à ceux observés au Canada. Les poids temporels et spatiaux utilisés dans cette estimation, présentés en annexes K et L, indiquent que la méthode tente de corriger cette divergence en attribuant un poids important aux années les plus rapprochées de 2018 et à un sous-ensemble restreint d'États. L'étude d'événement repondérée, affichée dans la figure 5.3, améliore la situation en rendant les coefficients pré-légalisation statistiquement nuls. Après la légalisation, les estimations demeurent proches de zéro avec des intervalles de confiance larges¹. L'effet moyen post-2018 issu de la méthode synthétique est d'environ $-0,495$, avec une amplitude importante allant approximativement de $-11,87$ à $10,88$. Ces estimations, non significatives sur l'ensemble des modèles utilisés, suggèrent de manière robuste qu'il n'existe pas de lien observable entre la légalisation du cannabis et les surdoses.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus avec la méthode synthétique convergent avec ceux présentés dans les sections précédentes. Pour la consommation de cannabis, l'approche améliore l'inférence en reproduisant fidèlement la trajectoire prétraitement et en confirmant la hausse observée après la légalisation. Pour la consommation d'autres drogues et les surdoses accidentelles, la méthode met en lumière les limites fondamentales du panel, notamment la faible comparabilité entre les unités, l'insuffisance des données canadiennes post-légalisation et la forte volatilité. La méthode synthétique apporte donc un éclairage complémentaire utile. Elle ne modifie pas les conclusions générales, mais elle renforce la robustesse du résultat lié à la consommation de cannabis et confirme l'absence d'évidence d'un effet de la légalisation sur les autres drogues et l'absence d'un effet de la légalisation sur les surdoses.

1. Les intervalles de confiance sont construits à l'aide d'une procédure placebo, fondée sur la distribution des effets obtenus en traitant les unités de contrôle comme si elles avaient été exposées à la légalisation. Dans un contexte où une seule unité est traitée, cette forme est très sensible à la qualité de l'ajustement prétraitement. Lorsque le contrefactuel synthétique reproduit imparfaitement la trajectoire observée avant 2018, la variance des estimations augmente mécaniquement, ce qui se traduit par des intervalles de confiance plus larges. Cela explique les écarts observés entre les variables, les intervalles étant plus resserrés pour la consommation de cannabis que pour les surdoses accidentelles.

5.3.2 Test placebo

Une vérification supplémentaire est effectuée à l'aide d'un test placebo qui attribue une date fictive de légalisation avant 2018. L'objectif est de déterminer dans quelle mesure les estimations sont susceptibles d'être influencées par un comportement pré-légalisation particulier, notamment dans le cas de la consommation de cannabis où l'étude d'événement non pondérée montrait un écart isolé en 2015. Le test est réalisé en utilisant la même spécification en différence-en-différence que celle mobilisée précédemment, en considérant 2015 comme année de mise en oeuvre. Les résultats complets sont à l'annexe D.

Le placebo indique que l'effet estimé pour 2015 n'est pas statistiquement différent de zéro. Cette absence de signal suggère que l'écart observé en 2015 dans l'étude d'événement ne correspond pas à un changement structurel. Il pourrait s'agir d'une fluctuation ponctuelle liée à un ajustement déclaratif, possiblement associé à un effet d'honnêteté ou à un effet d'anticipation. Si l'un de ces deux mécanismes devait dominer, les données administratives d'hospitalisations liées au cannabis (Myran *et al.*, 2023) suggèrent que c'est davantage l'effet d'anticipation, la tendance haussière pré-légalisation étant observable même dans des données non soumises au biais de déclaration. Quoi qu'il en soit, son amplitude demeure trop faible pour modifier significativement les résultats des autres modèles. Cet écart ne produit aucun biais détectable ni dans l'estimation en différence-en-différence ni dans l'approche synthétique. L'ensemble des diagnostics converge donc vers l'idée que, même si la dynamique de 2015 présente une particularité, elle ne compromet pas l'interprétation causale des effets estimés pour la période suivant la légalisation.

5.4 Hétérogénéité des effets

L'hétérogénéité des effets de la légalisation est examinée selon deux dimensions complémentaires, soit l'âge et la province. La première dimension permet de vérifier si les jeunes réagissent plus fortement au changement de régime institutionnel que la population générale. La seconde met en évidence comment les modalités concrètes de mise en oeuvre de la légalisation se traduisent par des différences de magnitude entre les provinces.

5.4.1 Hétérogénéité selon l'âge

L'hétérogénéité selon l'âge est évaluée à partir du même modèle en différence-en-différence que celui estimé pour l'ensemble de la population, en restreignant l'échantillon aux groupes d'âge ciblés. Le tableau 5.2 regroupe les résultats pour les trois variables étudiées et pour les sous-groupes pertinents : jeunes de 15 à 24 ans pour la consommation de cannabis et pour la consommation d'autres drogues, adolescents de 15 à 19 ans et jeunes adultes de 20 à 24 ans pour les surdoses accidentelles.

TABLEAU 5.2 – Effet de la légalisation selon l'âge et la variable étudiée

	Cannabis 15-24 ans	Autres drogues 15-24 ans	Surdoses 15-19 ans	Surdoses 20-24 ans
Interaction (Canada × Après 2018)	0,105*** (0,0184)	0,04355*** (0,00958)	3,54** (1,10)	1,97 (3,23)
Taux de chômage (%)	0,0035 (0,0027)	0,00072 (0,00134)	0,02 (0,08)	-0,68 (0,48)
PIB par habitant (milliers de \$)	-0,0012 (0,0009)	0,000336 (0,000610)	0,13 (0,07)	0,04 (0,28)
Salaire minimum (\$)	-0,010 (0,0039)	-0,00256 (0,00219)	-0,39 (0,20)	-0,22 (0,91)
<i>N</i>	192	144	176	420
<i>R</i> ² ajusté	0,835	0,670	0,808	0,723
RMSE	0,0187	0,00672	1,00	4,49

Note : Chaque colonne présente les coefficients estimés d'un modèle de différence-en-différence appliqué séparément selon la variable et le groupe d'âge. Les modèles incluent des effets fixes d'État et d'année, ainsi que des variables socioéconomiques et sociopolitiques (taux de chômage, PIB par habitant et salaire minimum). L'effet principal correspond à l'interaction entre le Canada et la période postérieure à 2018. Les écart types sont robustes et regroupées par État.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

Pour la consommation de cannabis, l'interaction estimée est de 0,105 chez les 15 à 24 ans, ce qui indique une hausse particulièrement marquée de la consommation dans ce groupe à la suite de la légalisation. Cet effet est plus élevé que l'effet moyen observé pour la population générale, ce qui est cohérent avec les études nord-américaines montrant que les jeunes tendent à réagir de manière plus prononcée aux changements institutionnels entourant le cannabis. Les mécanismes exacts à l'origine de cette augmentation de sensibilité ne peuvent être identifiés directement, mais plusieurs hypothèses sont plausibles, notamment une révision à la baisse du risque perçu, une évolution rapide des normes sociales ou une augmentation de l'accessibilité indirecte via les adultes de leur entourage. Bien que l'amplitude de l'effet soit

importante, les données pour ce sous-groupe présentent davantage de volatilité et reposent sur des échantillons plus restreints, de sorte que les estimations doivent être interprétées avec prudence. Le tableau 5.2 documente ces éléments plus précisément.

Pour la consommation d'autres drogues, le coefficient d'interaction estimé chez les 15 à 24 ans est de 0,0436 avec un écart type de 0,0096, ce qui correspond à une augmentation d'environ quatre points de pourcentage après 2018. L'effet est statistiquement significatif et plus élevé que celui estimé pour l'ensemble de la population. Toutefois, cette estimation ne peut pas être interprétée de manière causale, car les mêmes limites de données décrites pour la population générale s'appliquent ici. En particulier, la fenêtre prétraitement réduite, l'absence d'observations canadiennes en 2023 et la discontinuité de la série américaine empêchent de vérifier de manière crédible l'hypothèse de tendances parallèles. La lecture la plus prudente est que, comme pour la consommation de cannabis, les jeunes semblent plus réactifs dans un scénario hypothétique où la légalisation aurait effectivement un impact sur la consommation d'autres drogues. Toutefois, les données disponibles ne permettent pas de trancher cette question.

Pour les surdoses accidentelles, les résultats sont présentés séparément pour les adolescents de 15 à 19 ans et pour les jeunes adultes de 20 à 24 ans. Chez les 15 à 19 ans, le coefficient d'interaction est de 3,54 avec un écart type de 1,10, ce qui représente une hausse apparente des surdoses au Canada après 2018 relativement aux États USNL. Cet effet est statistiquement significatif, mais il doit être interprété avec grande prudence. Les niveaux de surdoses dans ce groupe d'âge sont faibles, la variabilité est élevée et le modèle présente un pouvoir explicatif limité. L'estimation reflète probablement davantage l'instabilité de la série qu'une dynamique structurelle associée à la légalisation.

Chez les jeunes adultes de 20 à 24 ans, le coefficient estimé est de 1,97 avec un écart type de 3,23, ce qui n'est pas significativement différent de zéro. Compte tenu de la forte volatilité des taux de surdoses et de l'absence d'évolution systématique mise en évidence dans les sections précédentes, ces résultats ne suggèrent aucun lien clair entre la légalisation et les surdoses dans ces groupes d'âge. Pris ensemble, les modèles d'hétérogénéité confirment surtout que, au-delà de l'augmentation de la sensibilité des jeunes pour la consommation de

cannabis, les données disponibles ne permettent pas d'identifier une relation robuste entre la légalisation et la consommation d'autres drogues ou les surdoses dans les sous-groupes d'âge.

5.4.2 Hétérogénéité provinciale

L'analyse provinciale permet d'examiner dans quelle mesure la variation intra-nationale des effets de la légalisation reflète les différences d'implantation institutionnelle entre les juridictions. Elle se limite toutefois à la consommation de cannabis, les données canadiennes sur les surdoses ne permettant pas de mener une analyse comparable au niveau provincial. Le tableau 5.3 présente les effets estimés pour quatre provinces représentatives, soit le Québec, l'Ontario, la Colombie-Britannique et la Nouvelle-Écosse. Les coefficients diffèrent substantiellement d'une province à l'autre, ce qui confirme que les effets ne sont pas uniformes à l'échelle du pays.

TABLEAU 5.3 – Effet de la légalisation sur la consommation de cannabis, par province (modèles DiD)

	Québec	Ontario	Colombie-Britannique	Nouvelle-Écosse
Interaction (Canada \times Après 2018)	0,033**	0,079***	0,056**	0,143***
RMSE	0,0098	0,0108	0,0115	0,0098
R^2 ajusté	0,908	0,906	0,904	0,936
N	168	168	168	168

Note : Les coefficients proviennent de modèles en différence-en-différence estimés séparément pour chaque province. L'équation estimée comprend des effets fixes d'État et d'année, ainsi que des variables socioéconomiques et sociopolitiques (taux de chômage, PIB par habitant et salaire minimum). L'effet reporté correspond à l'interaction entre le Canada et la période postérieure à 2018. Les écart types sont robustes et regroupées par État dans les estimations détaillées.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

La figure 5.4 illustre l'évolution de la consommation dans ces quatre provinces sur l'horizon temporel couvert par les données.

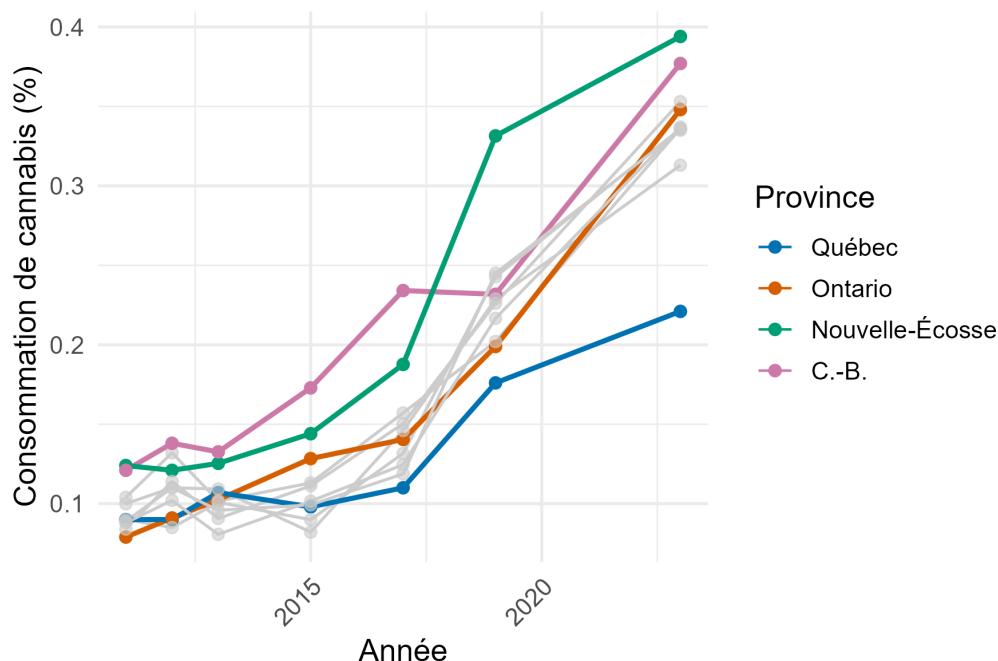


FIGURE 5.4 – Évolution de la consommation de cannabis dans les provinces canadiennes

Note : La figure montre l'évolution de la proportion de la population ayant déclaré une consommation de cannabis au moins une fois au cours des douze derniers mois, pour quatre provinces canadiennes (Québec, Ontario, Colombie-Britannique et Nouvelle-Écosse) entre 2008 et 2023. Les lignes grises correspondent aux autres provinces qui ne figurent pas dans la légende. Les valeurs reflètent les estimations annuelles issues des enquêtes nationales. La ligne verticale indique l'année d'entrée en vigueur de la légalisation du cannabis récréatif (2018).

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.

La Nouvelle-Écosse est la province où l'effet estimé est le plus élevé, avec un coefficient d'environ 0,143. Cette province a intégré le cannabis directement dans le réseau existant de la *Nova Scotia Liquor Corporation*, ce qui a permis une implantation rapide et une couverture territoriale quasi immédiate dès 2018. Comme le soulignent Wesley et Murray (2021), cette intégration aux succursales d'alcool existantes a créé un accès légal largement disponible dès le premier jour, ce qui peut expliquer l'ajustement particulièrement rapide de la consommation dans cette juridiction.

À l'inverse, le Québec présente l'augmentation la plus faible, avec un effet estimé à 0,033. Bien qu'ayant lui aussi adopté un modèle public, le Québec a choisi de créer un réseau distinct (*Société québécoise du cannabis*), séparé des succursales de la *Société des alcools du Québec*, avec un déploiement territorial graduel et un nombre limité de points de vente au départ.

De plus, la province a mis en place des politiques plus restrictives, notamment la hausse de l'âge légal à 21 ans, unique au pays. L'écart entre ces deux provinces, toutes deux utilisant des succursales gouvernementales publiques, montre qu'il ne suffit pas d'opposer modèle public et modèle privé. En effet, les modalités concrètes d'implantation, telles que la vitesse d'ouverture, la quantité des points de vente, l'implémentation dans un réseau préexistant et les efforts de prévention, déterminent en grande partie l'effet observé.

L'Ontario se situe près de la moyenne nationale, avec un effet estimé à 0,079. Cette position intermédiaire reflète la trajectoire de la province, qui avait initialement prévu un monopole public via l'*Ontario Cannabis Store* avant d'opérer un changement rapide vers un système de licences privées. Ce changement de cap a été décidé par le nouveau gouvernement ontarien de Doug Ford, élu en 2018, qui jugeait le modèle public trop rigide et souhaitait accélérer le développement du marché légal en s'appuyant sur l'investissement privé. Cette réorientation est intervenue alors que le réseau de vente au détail était encore peu développé, ce qui a augmenté les contraintes d'accès durant la première année. La transition entre ces deux modèles a entraîné un accès très limité durant la première année, suivi d'une expansion rapide du nombre de magasins, produisant un effet global cohérent avec la moyenne canadienne.

Enfin, la Colombie-Britannique affiche une augmentation de 0,056, la deuxième plus faible après le Québec. Malgré un niveau de consommation déjà élevé avant la légalisation, les retards administratifs et le faible nombre initial de succursales ont limité l'accès légal dans les premiers mois, ce qui peut expliquer la hausse plus modérée observée dans les données. Toutefois, comme les niveaux étaient déjà élevés, la Colombie-Britannique demeure l'une des provinces où la prévalence de consommation est la plus forte sur l'ensemble de la période.

Dans l'ensemble, les variations provinciales montrent que la magnitude de l'effet ne dépend pas seulement du type de modèle institutionnel adopté, mais plutôt de l'implantation concrète. La rapidité d'ouverture, la densité des points de vente, l'intégration dans un réseau existant ou la création d'un réseau distinct et la réglementation associée apparaissent comme des déterminants centraux de l'effet observé de la légalisation sur la consommation de cannabis. D'autres facteurs structurels ont également pu influencer ces résultats. Si les

effets fixes provinciaux permettent de contrôler les différences moyennes et persistantes entre juridictions, ils ne captent pas nécessairement les variations différentielles dans la structure démographique et d'âge, ni le contexte économique régional. Ces éléments, particulièrement marqués dans certaines provinces comme celles des Maritimes, ainsi que les écarts entre milieux urbains et ruraux, ont pu affecter la trajectoire de la consommation de cannabis indépendamment de la légalisation. En influençant l'accessibilité et l'intensité de la consommation, ces dynamiques peuvent ainsi contribuer à l'hétérogénéité des effets estimés.

5.5 Discussion

Les résultats présentés dans ce chapitre permettent d'établir un portrait cohérent de l'effet de la légalisation du cannabis sur l'usage de drogues et les surdoses accidentelles au Canada. Trois constats principaux se dégagent de manière robuste, tant à partir des modèles en différence-en-différence que des études d'événement et, lorsque leur application était possible, de l'approche en différence-en-différence synthétique.

Le premier constat est que la légalisation entraîne une hausse nette et soutenue de la consommation de cannabis. Les différentes méthodes convergent vers un effet compris entre 0,07 et 0,09 point de pourcentage dans la population générale, ce qui constitue une augmentation substantielle par rapport au niveau prétraitement. Les jeunes adultes de 15 à 24 ans présentent une réaction encore plus marquée. Cette sensibilité accrue est cohérente avec les travaux nord-américains soulignant l'importance des coûts non monétaires, de l'évolution des normes sociales et du relâchement de certaines contraintes institutionnelles pour les comportements liés au cannabis. Les diagnostics prétraitement sont satisfaisants, tant dans les modèles DiD que dans l'étude d'événement pondérée par les poids SDID, ce qui renforce la crédibilité de ces conclusions. La hausse de la consommation de cannabis est d'ailleurs confirmée par les données administratives relatives aux hospitalisations liées au cannabis au Canada (Myran *et al.*, 2023).

Le deuxième constat concerne l'usage d'autres drogues illicites. Les estimations issues du modèle en différence-en-différence suggèrent une légère progression après la légalisation,

mais ces résultats ne doivent pas être interprétés de manière causale. Les limites structurelles des données sont trop importantes pour permettre une identification fiable. Du côté canadien, la série ne contient qu'une seule observation postérieure à 2018 et aucune en 2023 en raison de changements méthodologiques. Du côté américain, l'absence de données par État en 2015 crée une rupture supplémentaire dans la série. L'approche SDID ne parvient pas à produire un contrefactuel crédible, ni en niveaux ni en variations, principalement parce que les niveaux de consommation d'autres drogues sont trop bas au Canada pour être reproduits par un assemblage d'États USNL. Les diagnostics prétraitement (RMSPE élevé, étude d'événement pondérée divergente) confirment cet échec. Dans ce contexte, l'hypothèse d'une stabilité relative demeure la lecture la plus prudente et aucune conclusion causale ne peut être tirée de l'analyse.

Le troisième constat est l'absence d'effet de la légalisation sur les surdoses accidentelles. Les estimations en différence-en-différence ne détectent aucune variation significative et l'étude d'événement montre des trajectoires parallèles avant et après 2018. L'approche SDID confirme que la dynamique canadienne ne se distingue pas significativement de celle du groupe de comparaison une fois les pré-tendances corrigées. Cette absence d'effet est cohérente avec la littérature qui montre que la crise du fentanyl constitue le déterminant dominant des surdoses depuis le milieu des années 2010. Dans un contexte où les fluctuations de mortalité sont largement entraînées par des modifications rapides de la toxicité des drogues du marché illicite, il est peu probable qu'un changement de politique centré sur le cannabis modifie significativement la trajectoire agrégée des décès accidentels.

Pris ensemble, ces résultats indiquent que la légalisation du cannabis a modifié de façon notable son propre marché, mais n'a pas entraîné de répercussions mesurables sur la consommation d'autres drogues ni sur les surdoses accidentelles. L'analyse des mécanismes théoriques présentés au chapitre 2 permet de contextualiser ces conclusions. Certains mécanismes, tels que l'effet de substitution, pourraient réduire l'usage d'autres drogues, alors que d'autres, comme l'effet de drogue d'introduction ou le renforcement du marché illicite, pourraient en augmenter l'usage. L'absence d'effet net suggère que ces forces opposées ont pu s'équilibrer à court terme. Dans le cas des surdoses, le rôle dominant du fentanyl réduit la

probabilité que des effets modérés liés au cannabis soient détectables dans une série fortement bruitée et influencée par des facteurs exogènes.

Enfin, plusieurs limites méthodologiques réduisent la portée de l'analyse et doivent être explicitement prises en compte. Les ruptures dans les enquêtes canadiennes, l'hétérogénéité méthodologique entre les sources, la courte fenêtre post-légalisation et la nature agrégée des données restreignent la capacité à identifier des effets différenciés ou à documenter pleinement les mécanismes potentiels. Pour les autres drogues, l'absence de données postérieures à 2019 du côté canadien rend l'analyse quasi impossible. Pour les surdoses, l'incapacité à isoler les décès directement associés aux opioïdes limite la précision de l'interprétation. Ces contraintes n'invalident pas les résultats obtenus, mais elles impliquent de les interpréter avec prudence et soulignent la nécessité de données longitudinales mieux harmonisées pour les travaux futurs.

Dans l'ensemble, l'analyse met en évidence une hausse claire de l'usage de cannabis à la suite de la légalisation et une absence d'effet discernable sur les autres dimensions étudiées. La robustesse des résultats varie toutefois selon les variables, et l'interprétation doit tenir compte des importantes limites de données documentées tout au long du chapitre.

CONCLUSION

La légalisation du cannabis à usage récréatif, entrée en vigueur au Canada en 2018, s'inscrit dans un contexte marqué par une crise des opioïdes dont l'intensification est largement attribuable à la distribution du fentanyl. Cette situation pose un enjeu central de santé publique et de politique des drogues, soit déterminer si la légalisation du cannabis a modifié la consommation d'autres substances psychoactives et la trajectoire des surdoses accidentelles. Ce mémoire a donc cherché à évaluer empiriquement cet enjeu dans une perspective comparative entre le Canada et les États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis.

Les analyses menées mettent en lumière trois constats principaux. Premièrement, la légalisation s'est accompagnée d'une hausse nette et robuste de la consommation de cannabis. Deuxièmement, les données disponibles sur l'usage d'autres drogues sont trop limitées pour permettre une estimation fiable d'un effet direct. Toutefois, les tendances de surdoses accidentelles, utilisées comme indicateur indirect, suggèrent qu'aucune modification mesurable de la consommation d'autres substances ne peut être détectée dans les années qui suivent la réforme. Troisièmement, l'étude indique que la légalisation du cannabis n'a pas agi comme catalyseur de la crise des opioïdes.

Ces résultats éclairent les mécanismes théoriques présentés au chapitre 2. Dans les cinq premières années suivant la légalisation, les mécanismes semblent s'annuler. Cette dynamique suggère qu'aucun ne domine clairement à court terme, ce qui renforce l'importance du contexte institutionnel dans lequel la réforme s'inscrit. Pour que les mécanismes susceptibles de réduire la consommation d'autres drogues puissent réellement fonctionner, notamment l'effet de substitution et l'effet d'accès limité, le marché légal doit demeurer suffisamment compétitif pour absorber l'offre illicite du marché souterrain. Cette compétitivité doit se traduire par des prix concurrentiels, un réseau de succursales accessible et étendu, ainsi qu'un inventaire de produits élargi, afin d'assurer une disponibilité suffisante et une capacité réelle

à absorber le marché souterrain. À l'inverse, pour limiter les risques associés à un potentiel effet de drogue d'introduction, il est essentiel de maintenir ou d'implémenter des politiques de promotion strictes, d'encadrer la visibilité du cannabis légal et d'investir dans des stratégies de prévention ciblant particulièrement les nouveaux consommateurs. L'évolution future des mécanismes dépendra donc des choix réglementaires entourant la maturité du marché légal.

La portée des résultats obtenus est toutefois contrainte par plusieurs limites inhérentes à la disponibilité des données. La principale concerne la consommation d'autres drogues, pour laquelle les enquêtes canadiennes offrent une couverture temporelle réduite, fragmentée et méthodologiquement hétérogène. Cette situation limite fortement la possibilité de mener des analyses et rend impossible l'identification d'un effet. De plus, le fait que la période post-légalisation demeure relativement courte, cela permet difficilement de saisir les ajustements plus lents, notamment ceux liés aux mécanismes comportementaux. Enfin, les ruptures méthodologiques au sein des enquêtes canadiennes et l'absence de microdonnées par État dans la NSDUH compliquent la comparabilité avec les États du groupe contrôle.

Ces limites invitent à améliorer l'infrastructure statistique canadienne. Le développement d'enquêtes plus cohérentes entre elles, publiées annuellement et reposant sur des définitions harmonisées des variables, permettrait d'accroître la robustesse des analyses futures. Une coordination accrue avec les agences américaines renforcerait également la comparabilité internationale et améliorerait l'évaluation des politiques publiques dans un cadre quasi expérimental. Une telle amélioration du système de collecte de données faciliterait l'analyse des trajectoires par âge, par province et selon l'intensité des politiques. Au-delà des données quantitatives, des approches qualitatives pourraient également compléter utilement l'analyse, notamment en permettant d'examiner plus directement les mécanismes opérant au niveau individuel.

Malgré ces limites, ce mémoire apporte plusieurs contributions. Il fournit la première évaluation causale des effets de la légalisation sur trois variables complémentaires que sont la consommation de cannabis, l'usage d'autres drogues et les surdoses accidentelles. Il utilise de manière cohérente trois approches quasi expérimentales, soit les différence-en-différence, l'étude d'événement et l'approche de différence-en-différence synthétique, ce qui renforce la

validité des résultats. Il propose également une harmonisation originale des données canadiennes et américaines et offre une lecture des mécanismes économiques susceptibles d'expliquer les dynamiques observées.

Enfin, les résultats suggèrent que, dans les premières années suivant la légalisation, aucun effet substantiel n'est détectable sur la consommation d'autres drogues ni sur les surdoses, tandis que l'usage de cannabis augmente de manière attendue. Dans un contexte où la crise des opioïdes continue d'être portée par la présence dominante du fentanyl, ces constats invitent à interpréter avec prudence le rôle de la légalisation. Les effets à plus long terme dépendront de la capacité des autorités publiques à consolider le marché légal, à renforcer les politiques de prévention et à améliorer la qualité des données nécessaires à l'évaluation future des politiques en matière de drogues.

ANNEXE

Annexe A : Liste des États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis (USNL)

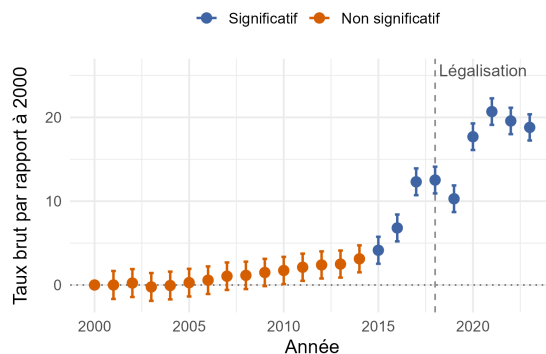
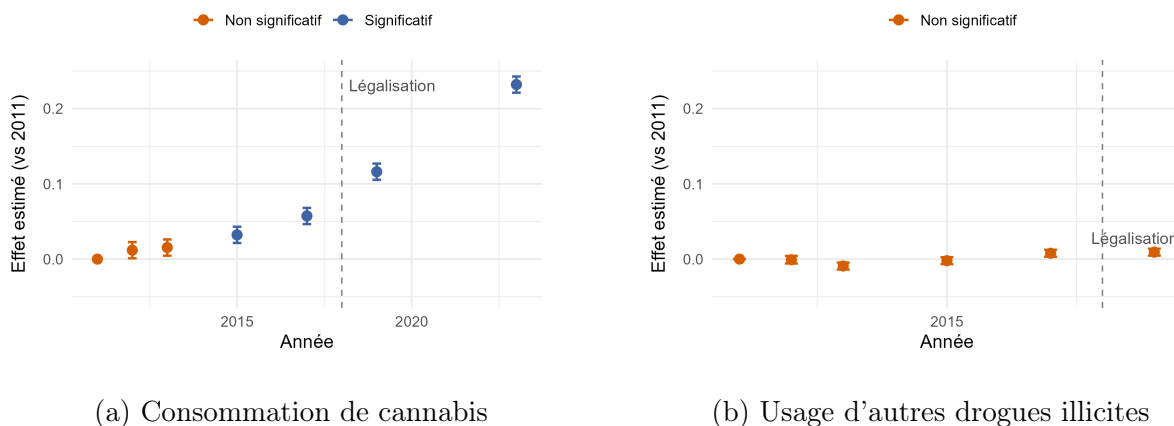
TABLEAU A.1 – États inclus dans le groupe USNL

Alabama	Kansas
Arkansas	Kentucky
Florida	Louisiana
Georgia	Minnesota
Hawaii	Mississippi
Idaho	Nebraska
Indiana	New Hampshire
Iowa	North Carolina
Ohio	North Dakota
Oklahoma	Pennsylvania
South Carolina	South Dakota
Tennessee	Texas
Utah	West Virginia
Wisconsin	Wyoming

Note : La liste regroupe les États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis récréatif durant la période d'analyse et servant de groupe de contrôle dans les estimations DiD, Event Study et SDID.

Source : Wikipédia.

Annexe B : Estimations annuelles du modèle avec effets fixes d'année (Modèle 4)



(c) Surdoses accidentelles (X40-X44)

FIGURE B.1 – Modèle d'effet fixe d'année pour la consommation de cannabis, l'usage d'autres drogues illicites et les surdoses accidentelles au Canada (Modèle 4)

Note : Chaque graphique présente les coefficients annuels estimés d'un modèle avec effets fixes d'année et d'unité (province pour la consommation, groupe d'âge pour les surdoses), relativement à une année de référence (2011 pour CAN12M et IL5D12 ; 2000 pour X40-X44). Les intervalles de confiance à 95 % sont construits à partir d'erreurs-types robustes. Les variables de consommation représentent la proportion de la population ayant déclaré une consommation au moins une fois dans les douze derniers mois. Les surdoses correspondent aux décès accidentels liés aux drogues (X40-X44) exprimés en taux pour 100 000 habitants.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.

Annexe C : Coefficients de l'étude d'événement pour la consommation de cannabis

TABLEAU C.1 – Effets annuels estimés dans le modèle d'étude d'événement

Année	Coefficient	SE	IC 95 % (bas)	IC 95 % (haut)
2010	-0,00496	0,01081	-0,0273	0,0174
2011	-0,01769	0,01340	-0,0454	0,0100
2012	-0,00913	0,01212	-0,0342	0,0159
2013	-0,01036	0,01104	-0,0332	0,0125
2015	-0,01522	0,00214	-0,0196	-0,0108
2019	0,03588	0,00384	0,0279	0,0438
2023	0,10017	0,01106	0,0773	0,1230

Note : Les coefficients mesurent l'écart entre le Canada et les États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis, pour chaque année relative à l'année de référence (2017), dans un modèle d'étude d'événement. Les modèles incluent des effets fixes d'État et d'année, ainsi que les variables socioéconomiques et sociopolitiques usuelles. Les intervalles de confiance à 95% reposent sur des écart types robustes et regroupées par État.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS; Statistique Canada.

Annexe D : Test placebo pour la consommation de cannabis (année fictive de légalisation : 2015)

TABLEAU D.1 – Résultats du test placebo en différences-en-différences (année fictive de légalisation : 2015)

Variable	Coefficient
Interaction (Canada \times Post-2015)	0,02363 (0,01928)
Taux de chômage	0,00122 (0,00153)
PIB par habitant	-0,00000181 (0,00000103)
Salaire minimum	0,00216 (0,00282)
N	192
R^2 ajusté	0,896
RMSE	0,01098

Note : Le test placebo consiste à estimer un modèle de différences en différences en supposant une légalisation fictive en 2015. L'équation estimée inclut des effets fixes d'État et d'année, ainsi que les variables socioéconomiques et sociopolitiques usuelles (taux de chômage, PIB par habitant, salaire minimum). L'interaction placebo (Canada \times Post-2015) n'est pas statistiquement significative, ce qui soutient la validité de l'hypothèse de tendances parallèles avant 2018. Les écart types sont robustes et regroupées par État.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.

Annexe E : Poids temporels de l'estimation SDID pour la consommation de cannabis

TABLEAU E.1 – Poids temporels utilisés dans l'estimation SDID pour la consommation de cannabis, Canada vs États non légalisés

ID période	Année	Poids
5	2015	0,455
0	2010	0,433
7	2017	0,112

Note : Les poids temporels représentent la contribution relative de chaque année de la période pré-traitement dans la construction du contrefactuel synthétique à l'aide de la méthode des différences-en-différences synthétique (SDID). Ils sont normalisés pour sommer à 1 et reflètent l'importance informative des années antérieures à 2018 dans l'ajustement du Canada avant la légalisation.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.

Annexe F : Poids des États dans l'estimation SDID pour la consommation de cannabis

TABLEAU F.1 – Poids des États n'ayant jamais légalisé dans l'estimation SDID pour la consommation de cannabis

ID (country)	État	Poids
14	New Hampshire	0,239
21	Tennessee	0,196
20	South Dakota	0,129
7	Indiana	0,112
10	Kentucky	0,077
2	Arkansas	0,077
25	Wisconsin	0,048
24	West Virginia	0,040

Note : Les poids indiquent la contribution relative de chaque État du groupe témoin à la construction du contrefactuel synthétique du Canada dans l'estimation par différences-en-différences synthétique (SDID). Les États non affichés reçoivent un poids nul ou très faible. Les poids sont normalisés pour sommer à 1 lorsque l'ensemble des unités du groupe de contrôle est pris en compte. Ils reflètent l'importance informative de chaque État dans l'ajustement du Canada avant la légalisation.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.

Annexe G : Coefficients de l'étude d'événement pour la consommation d'autres drogues

TABLEAU G.1 – Coefficients de l'étude d'événement pour la consommation d'autres drogues, Canada vs États non légalisés (référence : 2017)

Année	Coefficient	SE	IC 95 % (bas)	IC 95 % (haut)
2010	-0,02178	0,00249	-0,02665	-0,01691
2011	-0,01983	0,00254	-0,02482	-0,01485
2012	-0,01773	0,00208	-0,02181	-0,01363
2013	-0,02088	0,00139	-0,02360	-0,01816
2019	0,00444	0,00094	0,00261	0,00626

Note : Les coefficients représentent l'écart entre le Canada et les États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis, pour chaque année relative à l'année de référence (2017), dans un modèle d'étude d'événement. Les estimations incluent des effets fixes d'État et d'année, ainsi que des variables socioéconomiques et sociopolitiques usuelles (taux de chômage, PIB par habitant et salaire minimum). Les intervalles de confiance à 95 % sont construits à partir d'écart types robustes et regroupées par État. Seules les années pour lesquelles un coefficient est estimé sont présentées.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada.

Annexe H : Poids temporels de l'estimation SDID pour la consommation d'autres drogues

TABLEAU H.1 – Poids temporels utilisés dans l'estimation SDID pour la consommation d'autres drogues, Canada vs États non légalisés

ID période	Année	Poids
7	2017	0,429
3	2013	0,303
1	2011	0,268

Note : Les poids temporels représentent la contribution relative de chaque année de la période prétraitement à la construction du contrefactuel synthétique dans l'estimation par différences-en-différences synthétique (SDID). Ils sont normalisés pour sommer à 1 et reflètent l'importance des années antérieures à 2018 dans l'ajustement du Canada avant la légalisation.

Source : NSDUH ; ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.

Annexe I : Poids des États dans l'estimation SDID pour la consommation d'autres drogues

TABLEAU I.1 – Poids des États n'ayant jamais légalisé dans l'estimation SDID pour la consommation d'autres drogues

ID (État)	État	Poids
20	South Dakota	0,447
16	North Dakota	0,201
8	Iowa	0,149
26	Wyoming	0,137

Note : Les poids indiquent la contribution relative de chaque État du groupe témoin à la construction du contrefactuel synthétique du Canada dans l'estimation par différences-en-différences synthétique (SDID). Les États non affichés reçoivent un poids nul ou très faible. Les poids sont normalisés pour sommer à 1 lorsque l'ensemble des unités du groupe de contrôle est considéré. Ils reflètent l'importance informative des États retenus dans l'ajustement pré-légalisation de la série canadienne.

Source : NSDUH ; ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; Statistique Canada.

Annexe J : Coefficients de l'étude d'événement pour les surdoses accidentelles (X40–X44)

TABLEAU J.1 – Coefficients de l'étude d'événement pour les surdoses accidentelles, Canada vs États non légalisés (référence : 2017)

Année	Coefficient	SE	IC 95 % (bas)	IC 95 % (haut)
2000	5,99	3,10	-0,085	12,065
2001	4,31	3,04	-1,646	10,266
2002	3,13	3,21	-3,152	9,412
2003	3,08	3,16	-3,115	9,275
2004	3,47	3,08	-2,565	9,505
2005	4,58	3,45	-2,181	11,341
2006	4,92	3,44	-1,822	11,662
2007	5,97	4,07	-1,999	13,939
2008	6,19	4,51	-2,639	15,019
2009	2,91	4,52	-5,934	11,754
2010	4,90	4,97	-4,836	14,636
2011	6,37	5,19	-3,807	16,547
2012	6,69	4,90	-2,918	16,298
2013	5,49	4,42	-3,172	14,152
2014	3,30	3,46	-3,471	10,071
2015	-1,87	1,39	-4,602	0,866
2016	-3,60	0,71	-5,003	-2,197
2018	1,53	0,64	0,274	2,786
2019	-1,56	1,63	-4,758	1,638
2020	-4,25	3,31	-10,744	2,244
2021	-3,46	2,89	-9,117	2,197
2022	-5,23	3,22	-11,543	1,083
2023	-6,999	5,117	-16,028	2,030

Note : Les coefficients correspondent à l'écart annuel entre le Canada et les États américains n'ayant jamais légalisé le cannabis, dans un modèle d'étude d'événement utilisant 2017 comme année de référence. Les estimations incluent des effets fixes d'État et d'année ainsi que des variables socioéconomiques et sociopolitiques usuelles (taux de chômage, PIB par habitant et salaire minimum). Les intervalles de confiance à 95 % sont calculés à partir d'écart types robustes et regroupées par État. Seules les années pour lesquelles un coefficient est estimé sont présentées.

Source : CDC Wonder ; Statistique Canada.

Annexe K : Poids temporels de l'estimation SDID pour les surdoses accidentelles (X40–X44)

TABLEAU K.1 – Poids temporels utilisés dans l'estimation SDID pour les surdoses accidentelles, Canada vs États non légalisés

ID période	Année	Poids
17	2017	0,871
11	2011	0,128

Note : Les poids temporels représentent la contribution relative de chaque année de la période prétraitement à la construction du contrefactuel synthétique dans l'estimation par différences-en-différences synthétique (SDID). Ils sont normalisés pour sommer à 1 et reflètent l'importance des années antérieures à la légalisation dans l'ajustement de la série canadienne avant 2018.

Source : CDC Wonder ; Statistique Canada.

Annexe L : Poids des États dans l'estimation SDID pour les surdoses accidentelles (X40–X44)

TABLEAU L.1 – Poids des États n'ayant jamais légalisé dans l'estimation SDID pour les surdoses accidentelles

ID (État)	État	Poids
14	New Hampshire	0,124
22	Texas	0,109
6	Idaho	0,098
3	Florida	0,091
16	North Dakota	0,090
12	Mississippi	0,088
8	Iowa	0,081
5	Hawaii	0,075
9	Kansas	0,064
4	Georgia	0,059
19	South Carolina	0,057

Note : Les poids indiquent la contribution relative de chaque État du groupe témoin à la construction du contrefactuel synthétique du Canada dans l'estimation par différences-en-différences synthétique (SDID). Les États non affichés reçoivent un poids nul ou très faible. Les poids sont normalisés pour sommer à 1 lorsque l'ensemble des unités du groupe de contrôle est considéré. Ils reflètent l'importance informative des différentes juridictions dans l'ajustement pré-légalisation de la série canadienne.
Source : CDC Wonder ; Statistique Canada.

Annexe M : Détails sur les sources de données et la construction des variables

M.1 Enquêtes canadiennes et américaines utilisées

La consommation de cannabis au Canada est mesurée à partir des enquêtes suivantes :

- l’Enquête de surveillance canadienne de la consommation d’alcool et de drogues (ESC-CAD, 2008 à 2012) ;
- l’Enquête canadienne sur le tabac, l’alcool et les drogues (ECTAD, 2013, 2015 et 2017) ;
- l’Enquête canadienne sur l’alcool et les drogues (ECAD, 2019) ;
- l’Enquête canadienne sur la consommation de substances (ECCS, 2023).

Pour les États-Unis, l’information provient de la *National Survey on Drug Use and Health* (NSDUH) pour les périodes 2010 à 2019 et 2022 à 2023. Ces enquêtes fournissent des estimations annuelles au niveau des provinces ou des États, parfois découpés par groupe d’âge selon les cycles et la disponibilité des microdonnées.

M.2 Construction détaillée des indicateurs de consommation de cannabis et d’usage d’autres drogues illicites

L’indicateur de consommation de cannabis correspond à la proportion de répondants ayant déclaré avoir consommé du cannabis au moins une fois au cours des douze derniers mois. Il est harmonisé sous une même dénomination malgré les différences d’agrégation entre cycles et couvre la période 2008 à 2023 au Canada ainsi que 2010 à 2019 puis 2022 à 2023 aux États-Unis.

L’indicateur d’usage d’autres drogues illicites retient également une définition extensive, soit avoir consommé au moins une drogue illicite autre que le cannabis au cours des douze derniers mois, mais sa composition diffère légèrement entre les deux pays :

- dans les enquêtes canadiennes, il regroupe notamment la cocaïne, la méthamphétamine, l’ecstasy, les hallucinogènes, l’héroïne ou la salvia ;
- dans la NSDUH, il inclut la cocaïne (incluant le crack), l’héroïne, les hallucinogènes,

les inhalants ou certains médicaments prescrits utilisés de manière non médicale.

La série correspondant à l'usage d'autres drogues est nettement plus limitée, notamment en raison de l'absence de données au Canada en 2023. En effet, l'introduction de l'ECSS s'accompagne d'un changement méthodologique majeur, les résultats étant désormais diffusés uniquement sous forme de tableau de bord, ce qui empêche de reconstruire la variable à partir de microdonnées comme dans les cycles antérieurs. S'y ajoute la non-publication des données par État en 2015, pour cet indicateur dans la NSDUH, qui crée une rupture supplémentaire dans la série américaine.

Annexe N : Graphiques SDID en grand format

Cette annexe présente une version en grand format de chacun des graphiques SDID utilisés dans le corps du mémoire (figure 5.2).

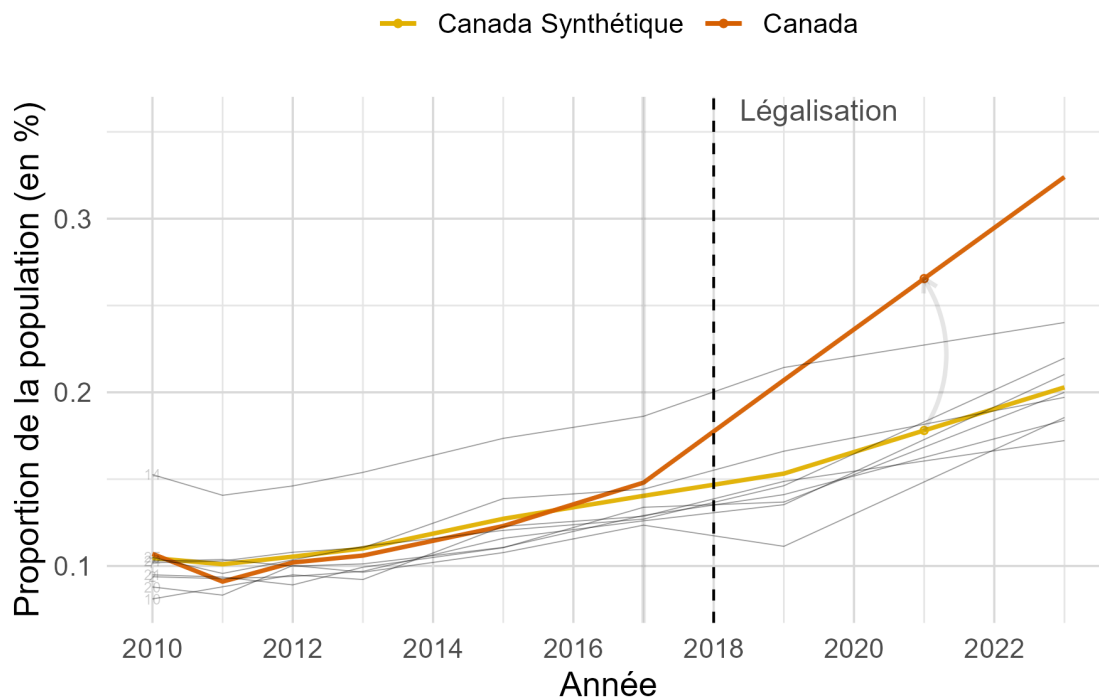


FIGURE N.1 – Effets estimés par la méthode SDID : usage de cannabis

Note : Le graphique compare l'évolution observée de l'usage de cannabis au Canada au contrefactuel synthétique obtenu par la méthode des différences-en-différences synthétique (SDID). Les effets moyens et les intervalles de confiance sont calculés à l'aide d'une procédure placebo appliquée aux unités de contrôle. La ligne verticale indique l'année de la légalisation. Les poids spatiaux et temporels utilisés pour construire la série synthétique sont présentés dans les annexes E et F.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

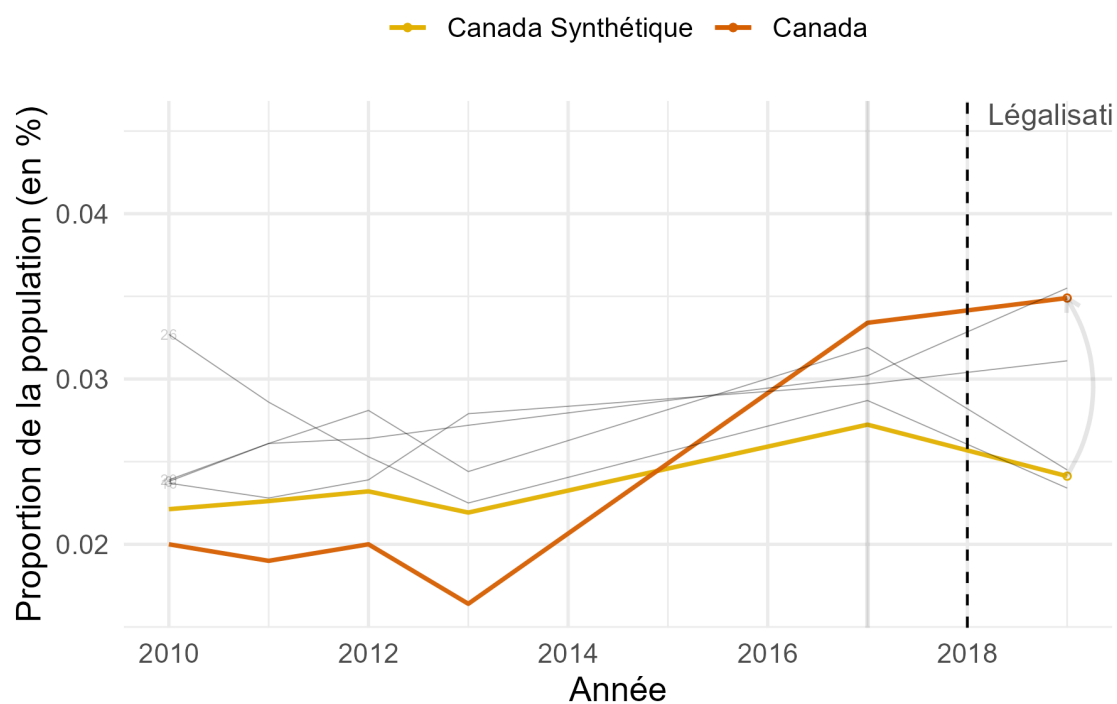


FIGURE N.2 – Effets estimés par la méthode SDID : usage d'autres drogues

Note : Le graphique compare l'évolution observée de l'usage d'autres drogues au Canada au contrefactuel synthétique obtenu par la méthode SDID. Les effets moyens et les intervalles de confiance sont calculés à l'aide d'une procédure placebo appliquée aux unités de contrôle. La ligne verticale indique l'année de la légalisation. Les poids spatiaux et temporels utilisés pour construire la série synthétique sont présentés dans les annexes H et I.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

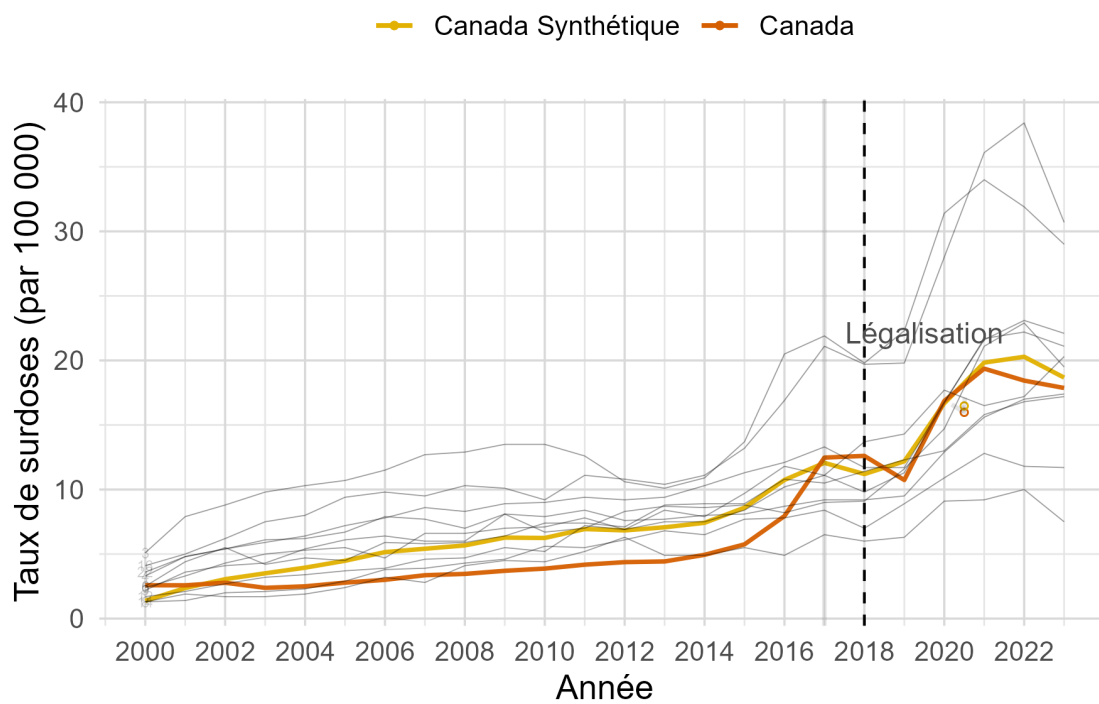


FIGURE N.3 – Effets estimés par la méthode SDID : surdoses accidentelles

Note : Le graphique compare l'évolution observée des surdoses accidentelles au Canada au contrefactuel synthétique obtenu par la méthode SDID. Les effets moyens et les intervalles de confiance sont calculés à l'aide d'une procédure placebo appliquée aux unités de contrôle. La ligne verticale indique l'année de la légalisation. Les poids spatiaux et temporels utilisés pour construire la série synthétique sont présentés dans les annexes K et L.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS ; NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

Annexe O : Effets de la légalisation : modèles DiD sans effets fixes

TABLEAU O.1 – Effets de la légalisation : modèles DiD sans effets fixes

Variable	Cannabis	Autres drogues	Surdoses
Groupe traité (Canada)	-0,01098 (0,01118)	-0,00887*** (0,00255)	-3,07 (2,50)
Après 2018	0,03856*** (0,00496)	-0,000083 (0,00115)	12,87*** (1,13)
Interaction (Canada × Après 2018)	0,1105*** (0,01823)	0,01329** (0,00476)	-6,66 (4,25)
Taux de chômage (%)	-0,00155 (0,00099)	0,000026 (0,00024)	0,768*** (0,213)
PIB par habitant (milliers de \$)	0,00094*** (0,00022)	-0,000124 (0,000064)	0,0549 (0,0469)
Salaire minimum (\$)	0,00175 (0,00204)	-0,00094 (0,00059)	1,607*** (0,335)
<i>N</i>	192	144	618
<i>R</i> ² ajusté	0,677	0,232	0,413
RMSE	0,0214	0,00420	8,71

Note : Ce tableau présente les coefficients issus des modèles de différences-en-différences estimés sans effets fixes d'État ni d'année. Dans ces spécifications, les coefficients *groupe traité* et *Après 2018* réapparaissent, car ils ne sont plus absorbés par les effets fixes du modèle principal. Les écart types utilisés sont robustes.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Source : ESCCAD, ECTAD, ECAD, ECCS, NSDUH ; Statistique Canada ; CDC.

BIBLIOGRAPHIE

- Anderson, D. M., Fe, H. T., Liang, Y. et Sabia, J. J. (2024). Recreational marijuana laws and teen marijuana use, 1993-2021. *JAMA psychiatry*, 81(8), 840–842.
- Anderson, D. M. et Rees, D. I. (2023). The public health effects of legalizing marijuana. *Journal of Economic Literature*, 61(1), 86–143.
- Becker, G. S. et Murphy, K. M. (1988). A theory of rational addiction. *Journal of political Economy*, 96(4), 675–700.
- Bickel, W. K. et Madden, G. J. (1999). The behavioral economics of smoking. In *The economic analysis of substance use and abuse : An integration of econometric and behavioral economic research* 31–74. University of Chicago Press.
- Callaway, B. et Sant’Anna, P. H. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200–230.
- Carpenter, C. S., McClellan, C. B. et Rees, D. I. (2017). Economic conditions, illicit drug use, and substance use disorders in the United States. *Journal of Health Economics*, 52, 63–73.
- Cerdá, M., Mauro, C., Hamilton, A., Levy, N. S., Santaella-Tenorio, J., Hasin, D., Wall, M. M., Keyes, K. M. et Martins, S. S. (2020). Association between recreational marijuana legalization in the United States and changes in marijuana use and cannabis use disorder from 2008 to 2016. *JAMA Psychiatry*, 77(2), 165–171.
- Chan, N. W., Burkhardt, J. et Flyr, M. (2020). The effects of recreational marijuana legalization and dispensing on opioid mortality. *Economic Inquiry*, 58(2), 589–606.
- Dragone, D., Prarolo, G., Vanin, P. et Zanella, G. (2019). Crime and the legalization of recreational marijuana. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 159, 488–501.

- Fischer, B., Lee, A., O’Keefe-Markman, C. et Hall, W. (2020). Initial indicators of the public health impacts of non-medical cannabis legalization in Canada. *EClinicalMedicine*, 20.
- Fischer, B., Russell, C., Rehm, J. et Leece, P. (2019). Assessing the public health impact of cannabis legalization in Canada : core outcome indicators towards an ‘index’for monitoring and evaluation. *Journal of Public Health*, 41(2), 412–421.
- Hall, W., Stjepanović, D., Dawson, D. et Leung, J. (2023). The implementation and public health impacts of cannabis legalization in Canada : a systematic review. *Addiction*, 118(11), 2062–2072.
- Kenkel, D., Mathios, A. D. et Pacula, R. L. (2001). Economics of youth drug use, addiction and gateway effects. *Addiction*, 96(1), 151–164.
- Myran, D. T., Gaudreault, A., Konikoff, L., Talarico, R. et Liccardo Pacula, R. (2023). Changes in cannabis-attributable hospitalizations following nonmedical cannabis legalization in Canada. *JAMA network open*, 6(10), e2336113.
- Perrault, T. (2022). *Flying high ? legalization and the black market for cannabis*. Rapport technique, Université McGill.
- Powell, D., Pacula, R. L. et Jacobson, M. (2018). Do medical marijuana laws reduce addictions and deaths related to pain killers? *Journal of Health Economics*, 58, 29–42.
- Sabia, J. J., Dave, D., Alotaibi, F. et Rees, D. I. (2024). The effects of recreational marijuana laws on drug use and crime. *Journal of Public Economics*, 234, 105075.
- Scholl, L. (2019). Drug and opioid-involved overdose deaths—United States, 2013–2017. *MMWR. Morbidity and mortality weekly report*, 67.
- Smart, R. et Pacula, R. L. (2019). Early evidence of the impact of cannabis legalization on cannabis use, cannabis use disorder, and the use of other substances : Findings from state policy evaluations. *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 45(6), 644–663.
- Wesley, J. J. et Murray, K. (2021). To market or demarket? Public-sector branding of cannabis in Canada. *Administration & Society*, 53(7), 1078–1105.