



CIRANO

Allier savoir et décision

LES COÛTS ÉCONOMIQUES ASSOCIÉS À L'ITINÉRANCE AU QUÉBEC

ERIC LATIMER
KARINE PERREault
CALEB FOSTER
ALEX SCHURR
DIMITRA PANAGIOTOGLOU
ERIN STRUMPF



RP

2026RP-10
RAPPORT DE PROJET

Les rapports de projet sont destinés plus spécifiquement aux partenaires et à un public informé. Ils ne sont ni écrits à des fins de publication dans des revues scientifiques ni destinés à un public spécialisé, mais constituent un médium d'échange entre le monde de la recherche et le monde de la pratique.

Project Reports are specifically targeted to our partners and an informed readership. They are not destined for publication in academic journals nor aimed at a specialized readership, but are rather conceived as a medium of exchange between the research and practice worlds.

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations membres, d'une subvention d'infrastructure du gouvernement du Québec, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Quebec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the government of Quebec, and grants and research mandates obtained by its research teams.

Les partenaires du CIRANO – CIRANO Partners

Corporate Partners – Partenaires Corporatifs

Autorité des marchés financiers
Banque de développement du Canada
Banque du Canada
Banque Nationale du Canada
Bell Canada
BMO Groupe financier
Caisse de dépôt et placement du Québec
La Caisse
Énergir
Hydro-Québec
Intact Corporation Financière
Mouvement Desjardins
Power Corporation du Canada
Pratt & Whitney Canada
VIA Rail Canada

Governmental partners - Partenaires gouvernementaux

Ministère des Finances du Québec
Ministère de l'Économie, de
l'Innovation et de l'Énergie
Innovation, Sciences et Développement
Économique Canada
Ville de Montréal

University Partners – Partenaires universitaires

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

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web.
CIRANO collaborates with many centers and university research chairs; list available on its website.

© Avril 2026. Eric Latimer, Karine Perreault, Caleb Foster, Alex Schurr, Dimitra Panagiotoglou et Erin Strumpf. Tous droits réservés. *All rights reserved.* Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. *Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*

Les idées et les opinions émises dans cette publication sont sous l'unique responsabilité des auteurs et ne représentent pas les positions du CIRANO ou de ses partenaires. *The observations and viewpoints expressed in this publication are the sole responsibility of the authors; they do not represent the positions of CIRANO or its partners.*

Les coûts économiques associés à l'itinérance au Québec

Eric Latimer^{*}, Karine Perreault[†], Caleb Foster[‡], Alex Schurr[§], Dimitra Panagiotoglou^{**}, Erin Strumpf^{††}

Résumé

Le Québec a connu une forte augmentation de l'itinérance visible au cours des dernières années. Lors du dénombrement du 11 octobre 2022, le nombre total de personnes en situation d'itinérance visible a été estimé à 10 000, soit une hausse de 44 % par rapport au 24 avril 2018. Le 15 avril 2025, on a dénombré 12 077 personnes en situation d'itinérance, correspondant à une hausse de 20 % par rapport à 2022. L'itinérance pose des enjeux graves. Outre la souffrance humaine qu'elle engendre, elle est associée à une surmortalité importante. Cette mortalité est en grande partie attribuable à des taux élevés de tabagisme, d'alcoolisme et de toxicomanie, ainsi qu'à un accès limité aux soins.

Ce rapport adopte deux grandes approches complémentaires : (1) des revues de la littérature et (2) une estimation des coûts associés à l'itinérance au Québec en 2022–2023, à partir de données administratives et de certaines données tirées des dénombrements de 2018 et 2022.

La revue de littérature révèle que le prix des loyers constitue un prédicteur structurel important de l'itinérance. Le taux de chômage, en revanche, révèle des résultats beaucoup moins probants. Les programmes de type « Logement d'abord » qui fournissent un logement permanent accompagné de soutiens psychosociaux et sans conditions préalables permettent de réduire significativement les coûts liés à l'utilisation intensive des services publics, notamment en santé. Le logement permanent semble préférable au logement de transition. Quant au lien entre prestations d'assistance sociale et itinérance, la littérature est mince, mais ne soutient pas l'idée que des prestations plus généreuses incitent à l'itinérance.

Les coûts économiques annuels associés aux personnes en situation d'itinérance pour l'année 2022–2023 sont estimés de façon conservatrice à 776 millions \$ dont 445 millions \$ proviennent des dépenses des organismes communautaires desservant des personnes en situation d'itinérance réparties en hébergement d'urgence, repas, soutien psychosocial.

^{*} Centre de recherche Douglas; Département de psychiatrie, Université McGill, CIRANO

[†] Centre de recherche Douglas, Institut national de santé publique du Québec

[‡] Faculté de médecine et des sciences de la santé, Université McGill

[§] Centre de recherche Douglas

^{**} Département d'épidémiologie, biostatistique et santé au travail, Université McGill

^{††} Département d'épidémiologie, biostatistique et santé au travail et Département de sciences économiques, Université McGill, CIRANO

Abstract

Quebec has seen a sharp rise in visible homelessness in recent years. During the count on 11 October 2022, the total number of people experiencing visible homelessness was estimated at 10,000, representing a 44% increase compared with 24 April 2018. On April 15 2025, 12,077 people were counted as being homeless, corresponding to a 20% increase compared to 2022. Homelessness poses serious challenges. In addition to the human suffering it causes, it is associated with significantly higher mortality rates. This mortality is largely attributable to high rates of smoking, alcoholism and drug addiction, as well as limited access to healthcare.

This report adopts two main complementary approaches: (1) literature reviews and (2) an estimate of the costs associated with homelessness in Quebec in 2022–2023, based on administrative data and certain data drawn from the 2018 and 2022 counts.

The literature review reveals that rent prices are a significant structural predictor of homelessness. The unemployment rate, by contrast, yields much less conclusive results. 'Housing First' programmes, which provide permanent housing accompanied by psychosocial support and without preconditions, significantly reduce the costs associated with the intensive use of public services, particularly in the health sector. Permanent housing appears to be preferable to transitional housing. As for the link between social assistance benefits and homelessness, the evidence is limited, but does not support the idea that more generous benefits encourage homelessness.

The annual economic costs associated with people experiencing homelessness for the year 2022–2023 are conservatively estimated at \$776 million, of which \$445 million comes from expenditure by community organisations serving people experiencing homelessness, divided between emergency accommodation, meals and psychosocial support.

Keywords/Mots-clés: itinérance, sans-abrisme, coûts économiques, logement d'abord, logement de transition, aide au revenu, services publics, utilisation des services, organismes communautaires/homelessness, economic costs, housing first, transitional housing, income supports, public services, service utilization, community-based organizations

Pour citer ce document / To quote this document

Latimer, E., Perreault, K., Foster, C., Schurr, A., Panagiotoglou, D. et Strumpf, E. (2026). Les coûts économiques de l'itinérance au Québec (2026RP-10, CIRANO).

<https://doi.org/10.54932/CKKH1296>

Sommaire exécutif

Contexte et justification

Le Québec a connu une forte augmentation de l'itinérance visible au cours des dernières années. Lors du dénombrement du 11 octobre 2022, le nombre total de personnes en situation d'itinérance visible a été estimé à 10 000, soit une hausse de 44 % par rapport au 24 avril 2018. Le 15 avril 2025, on a dénombré 12 077 personnes en situation d'itinérance, correspondant à une hausse de 20 % par rapport au 11 octobre 2022.

L'itinérance pose des enjeux graves. Outre la souffrance humaine qu'elle engendre, elle est associée à une surmortalité importante. Des études nord-américaines montrent que l'espérance de vie des personnes en situation d'itinérance est de 15 à 20 ans inférieure à la moyenne. Cette mortalité est en grande partie attribuable à des taux élevés de tabagisme, d'alcoolisme et de toxicomanie, ainsi qu'à un accès limité aux soins. Par ailleurs, l'itinérance génère des tensions sociales liées notamment à l'occupation de l'espace public et à la consommation dans celui-ci de drogues dures, comme le fentanyl, et, surtout, de stimulants tels que la méthamphétamine en cristaux.

Objectifs du projet

Le rapport adopte deux grandes approches complémentaires :

1. **Des revues de la littérature** sur :

- L'influence du prix des loyers et du taux de chômage sur l'itinérance.
- Les contrebalancements de coûts que le Logement d'abord (Housing First) et le logement de transition pourraient produire.
- L'impact de l'aide financière sur la sortie de l'itinérance.

2. **Une estimation des coûts** associés à l'itinérance au Québec en 2022–2023, à partir de données administratives ainsi que de certaines données tirées des dénombrements de 2018 et 2022.

Résultats des revues de la littérature

Prix des loyers, chômage et taux d'itinérance

La revue de 26 études internationales démontre que le **prix des loyers est un facteur structurel important** lié au taux d'itinérance. Dans 16 études sur 23 intégrant cette variable, une relation positive et statistiquement significative a été trouvée entre loyers élevés et augmentation de l'itinérance. Les études en panel, qui analysent des variations temporelles au sein des régions, renforcent ce constat.

Le **taux de chômage**, en revanche, n'est pas un prédicteur aussi fort. Sur 17 études incluant cette variable, seules cinq trouvent une relation significative, dont une dans le sens inverse attendu. Une augmentation du taux de chômage de quelques points de pourcentage ne touchera qu'une faible proportion des personnes les plus à risque de se retrouver en situation d'itinérance. De plus, vraisemblablement, les filets sociaux (assistance sociale, assurance emploi) amortissent l'impact d'une augmentation du taux de chômage.

Contrebalancements de coûts : Logement d'abord et logements de transition

Les programmes de type **Logement d'abord**, qui fournissent un logement permanent sans conditions préalables (comme l'abstinence ou la stabilité psychiatrique), permettent de réduire significativement les coûts liés à l'utilisation de services publics, notamment en santé : sur un horizon de deux ans, la moitié sinon plus des coûts de l'intervention sont contrebalancés par la réduction des coûts de l'hébergement d'urgence et des services de santé, notamment. Ces programmes sont efficaces pour stabiliser les trajectoires résidentielles et éviter les rechutes fréquentes dans l'itinérance, et ce, à coût net très modeste.

Les **logements de transition**, qui proposent un accompagnement vers l'autonomie dans un cadre semi-structuré, sont moins bien documentés. Une étude américaine particulièrement rigoureuse, la *Family Options Study*, a conclu que, du moins pour les familles en situation d'itinérance, un supplément au loyer à long terme, sans services de soutien, était plus bénéfique que le logement de transition, et ce, à un coût supérieur de 9 % aux services habituels. Le logement de transition ne coûtait pas plus cher que les services habituels, mais n'était pas plus efficace non plus. Les chercheurs de la *Family Options Study* ont été surpris du manque d'efficacité des soutiens psychosociaux pour les familles étudiées.

Assistance sociale, emploi et itinérance

Le rapport s'intéresse également à une question controversée : **est-ce qu'une augmentation des prestations d'assistance sociale augmente l'itinérance?** De façon secondaire, parce qu'on peut penser que ce serait le mécanisme par lequel un tel lien de causalité s'exercerait, nous nous sommes aussi intéressés à la question suivante : une augmentation de l'assistance sociale réduit-elle la participation au marché du travail au sein de cette population?

La littérature est mince, mais ne soutient pas l'idée que des prestations plus généreuses incitent à l'itinérance. Au contraire, au moins pour certains sous-groupes, celles-ci peuvent réduire l'itinérance en favorisant l'accès à un nouveau logement ou en permettant d'éviter de perdre son logement. La recherche soutient la présence d'un effet désincitatif sur l'emploi, mais celui-ci semble limité. Il peut également être au moins atténué par des programmes de soutien à l'emploi.

Méthodologie de l'estimation des coûts

Les coûts associés à l'itinérance au Québec pour l'année 2022–2023 ont été estimés à partir de plusieurs sources : données des organismes communautaires, du réseau de la santé (CISSS, CIUSSS et MSSS), de l'assistance sociale et de l'utilisation des services publics (police, justice, santé). Les revenus d'emploi, qui représentent une contribution plutôt qu'un coût, sont retranchés du total.

La **définition de l'itinérance** utilisée inclut à la fois les personnes sans-abri (dans la rue, dans les refuges) et celles vivant dans des logements de transition. Il s'agit de la même définition que celle utilisée pour définir l'itinérance visible dans les exercices de dénombrement.

Résultats : estimation des coûts 2022–2023

Les coûts économiques annuels associés à l'itinérance pour l'année 2022–2023 sont estimés à 776,2 millions \$ ventilés par catégories :

1. **Organismes communautaires.** Les dépenses des organismes offrant des services aux personnes en situation d'itinérance s'élèvent à **445,4 millions \$** et se répartissent entre l'hébergement d'urgence, les repas, le soutien psychosocial, etc.
2. **Dépenses des CISSS, des CIUSSS (santé mentale et dépendance) et du MSSS, mis à part les transferts aux organismes communautaires et les services tels que les hospitalisations et les visites à l'urgence).** Ces dépenses, qui incluent celles de santé publique, s'élèvent à **29,8 millions \$**.
3. **Utilisation des services publics.** L'utilisation des transports ambulanciers, des urgences, des hôpitaux, des centres de réadaptation en dépendance, des services policiers, des tribunaux, et des centres de détention par les personnes en situation d'itinérance visible est évaluée à **243,8 millions \$**.
4. **Prestations aide financière de dernier recours.** L'aide financière de dernier recours (aide sociale et solidarité sociale) versée aux personnes en situation d'itinérance atteint **58,8 millions \$**.
5. **Revenus d'emploi.** En raison de leur faible taux d'emploi, les personnes en situation d'itinérance ont généré des revenus légaux estimés à seulement **1,6 million \$**, qui sont soustraits du coût total puisqu'ils représentent une contribution et non une dépense.

Discussion

Le coût associé à l'itinérance estimé dans la présente étude correspond aux coûts associés aux personnes en situation d'itinérance, nets de leurs revenus d'emploi. Cette estimation rend compte des coûts totaux observés pour cette population, sans isoler la part des coûts strictement attribuable à l'absence de logement. Cela dit, le montant total de 776,3 millions \$ pour l'année 2022–2023 sous-estime certainement ce coût, pour plusieurs raisons. Parmi celles-ci, au moins trois méritent d'être soulignées : 1) nous n'avons pas pu obtenir de données sur les coûts supportés par les gouvernements municipaux; ni par 2) les commerçants qui doivent, entre autres, engager des gardiens de sécurité pour composer avec la présence dans leurs commerces de personnes en situation d'itinérance de plus en plus affectées par des stimulants de synthèse; 3) nous ne sommes pas parvenus à obtenir les dépenses d'organismes communautaires qui ne sont pas reconnus comme des organismes de bienfaisance auprès de l'Agence du revenu du Canada.

L'itinérance est associée à des coûts importants pour la société. Des interventions efficaces existent. Les programmes Logement d'abord, en particulier, offrent des solutions éprouvées, à la fois humaines et économiques. Le logement abordable est la clé. Le manque de logements à prix accessible est un moteur principal de l'itinérance. Agir sur cette variable aurait un effet structurant majeur. L'assistance sociale ne devrait pas être vue comme un problème. Offrir un soutien minimal permet à des personnes vulnérables de garder un toit.

Conclusion

L'itinérance n'est pas seulement une tragédie humaine : c'est aussi un échec collectif coûteux. Le rapport démontre que les **coûts de l'inaction sont élevés**, tandis que les solutions efficaces – bien que nécessitant des investissements – seraient plus efficaces que le statu quo.

Le Québec se trouve à la croisée des chemins. Soit il continue à gérer l'itinérance par l'urgence (refuges, interventions policières, hospitalisations), soit il **investit stratégiquement dans des solutions pérennes** : logements abordables, accompagnement, soutien au revenu, traitement des dépendances, prévention, etc.

Ce rapport fournit des **données solides et actuelles** pour soutenir un changement de cap vers des politiques plus inclusives et efficaces. Il invite les décideurs à reconnaître l'itinérance comme un enjeu de société qui appelle une **réponse coordonnée, ambitieuse et durable**.

TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES MATIÈRES	9
LISTE DES TABLEAUX	11
REMERCIEMENTS.....	12
1. INTRODUCTION.....	13
2. OBJECTIFS DU PROJET	15
3. REVUES DE LA LITTÉRATURE.....	16
3.1 Prix des logements, taux de chômage et proportion de la population en situation d'itinérance	16
3.1.1 Question de recherche	16
3.1.2 Méthodes	16
3.1.3 Résultats	17
3.1.4 Discussion.....	27
3.2 Contrebalancements de coûts associés au Logement d'abord.....	30
3.3 Contrebalancements de coûts associés au logement de transition	32
3.3.1 Question de recherche	32
3.3.2 Méthodes	33
3.3.3 Résultats	33
3.3.4 Discussion.....	34
3.4 Influence de l'assistance sociale sur l'emploi et l'itinérance	41
3.4.1 Question de recherche	41
3.4.2 Méthodes	42
3.4.3 Résultats	43
3.4.4 Discussion.....	46
4. COÛTS ASSOCIÉS À L'ITINÉRANCE AU QUÉBEC EN 2022 – 2023	49
4.1. OBJECTIFS SPÉCIFIQUES	49
4.2. MÉTHODOLOGIE.....	49
4.2.1 Définition de l'itinérance.....	49
4.2.2 Perspective.....	50
4.2.3 Méthodes d'estimation des coûts annuels liés aux dépenses d'organismes communautaires.....	51

4.2.4. Méthodes d'estimation des dépenses encourues par les CISSS, les CIUSSS et le MSSS.....	53
4.2.5 Méthodes d'estimation des coûts annuels liés à l'utilisation de services publics	55
4.2.6 Estimation des coûts liés aux prestations d'assistance sociale	62
4.2.7 Estimation des revenus d'emploi	63
4.3 RÉSULTATS.....	63
4.3.1 Coûts liés aux dépenses des organismes de bienfaisance	64
4.3.2 Dépenses assumées par les services santé mentale et dépendance des CISSS et CIUSSS et par le MSSS (autres que services hospitaliers, réadaptation, cliniques externes et transferts aux organismes communautaires)	65
4.3.3 Estimation de coûts liés à l'utilisation de services publics	66
4.3.4. Estimation des coûts liés aux prestations d'assistance sociale	75
4.3.5. Estimation des revenus d'emploi de sources légales	76
4.3.6. Estimation des coûts totaux liés à l'itinérance au Québec	77
5. DISCUSSION	79
RÉFÉRENCES.....	86
ANNEXE 1. IMPUTATION DES DÉPENSES MANQUANTES POUR LES CENTRES DE JOUR.	100
ANNEXE 2. AJUSTEMENTS POUR LES EXERCICES FINANCIERS DES ORGANISMES DE BIENFAISANCE	101
ANNEXE 3. ANALYSE DE SENSIBILITÉ 1 – ESTIMATION DES COÛTS ANNUELS LIÉS AUX HOSPITALISATIONS	103
ANNEXE 4. ANALYSE DE SENSIBILITÉ 2 – ESTIMATION DES COÛTS ANNUELS LIÉS AUX DÉTENTIONS	106
ANNEXE 5. REVENUS D'EMPLOI	109

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Caractéristiques des études retenues – facteurs économiques associés au taux d’itinérance.....	18
Tableau 2. Résultats des études retenues – facteurs économiques associés au taux d’itinérance	23
Tableau 3. Caractéristiques des études rapportant des aspects économiques de logements de transition	38
Tableau 4. Résultats des études rapportant des aspects économiques de logements de transition (début)	39
Tableau 5. Reproduction de la question 15 du questionnaire de l’exercice du dénombrement de 2018	60
Tableau 6. Estimation des coûts liés aux organismes de bienfaisance qui servent des PSI, par région sociosanitaire, 2022-2023 (en milliers de dollars 2022)	64
Tableau 7. Estimation des dépenses assumées par les CISSS, CIUSSS et le MSSS en itinérance, par région sociosanitaire, 2022-2023 (en milliers de dollars 2022)	65
Tableau 8. Coûts unitaires des services.....	67
Tableau 9. Estimation des coûts liés à l’utilisation des services en centre de thérapie ou en centre de réadaptation en dépendance (CRD), par région sociosanitaire, 2022-2023.....	68
Tableau 10. Estimation des coûts liés aux séjours hospitaliers, par région sociosanitaire, 2022-2023	69
Tableau 11. Estimation des coûts liés aux séjours en établissement de détention provincial et dans un quartier cellulaire de poste de police, par région sociosanitaire, 2022-2023	70
Tableau 12. Estimation des coûts liés aux visites à l’urgence, par région sociosanitaire, 2022-2023	71
Tableau 13. Estimation des coûts liés aux contacts avec les policiers, par région sociosanitaire, 2022-2023	72
Tableau 14. Estimation des coûts liés aux comparutions en cour, par région sociosanitaire, 2022-2023	73
Tableau 15. Estimation des coûts liés aux transports ambulanciers, par région sociosanitaire, 2022-2023	74
Tableau 16. Coûts totaux de l’utilisation annuelle des services dans 13 régions sociosanitaires au Québec, 2022-2023	75
Tableau 17. Estimation des coûts liés aux prestations d’assistance sociale (aide sociale et solidarité sociale), par région sociosanitaire, 2022-2023.....	76
Tableau 18. Estimation des revenus d’emploi, par région sociosanitaire, 2022-2023 ..	77
Tableau 19. Coûts totaux liés à l’itinérance au Québec, par région sociosanitaire, 2022-2023.....	78

REMERCIEMENTS

Outre les auteurs, de nombreuses personnes ont contribué à ce rapport. Frédéric Lapointe a posé les bases de nombreux calculs qui ont mené à l'estimation des coûts associés à l'itinérance présentée dans ce rapport. Maria Vintila a participé au processus de sélection des articles et de validation de l'extraction de données pour la revue de la littérature présentée à la section 3.1. Joon Lee a contribué à la section 3.3. Hamnah Majeed a commencé la revue de la littérature présentée à la section 3.4. Au tout début du projet, Nick Falvo et Soukaina Ouizzane ont aidé à démarrer les revues de la littérature présentées aux sections 3.1 et 3.3. De nombreuses personnes ont fourni des données sur les coûts supportés par leur CISSS ou CIUSSS, y compris sur les dépenses pour des activités de santé publique. M^{mes} Marie-Andrée Gourde et Marie-Louise Beaulieu Bourgeois du MSSS ont commenté une présentation de résultats préliminaires. La première ainsi que M^{mes} Judith Arsenault, Mélanie Blais et Marie-Élise Gagné-Bolduc, de la Direction des services sociaux généraux, à la dépendance et à l'itinérance, ont fourni des données sur les dépenses assumées par le MSSS et commenté la première version du rapport, de même qu'un arbitre anonyme associé au CIRANO. Nous remercions toutes ces personnes qui ont fait un grand nombre de suggestions et de commentaires pertinents. Enfin, nous remercions Anne-Marie Gauthier pour sa minutieuse révision linguistique, qui a sensiblement amélioré la qualité du texte. Les auteurs assument toutefois la responsabilité pour les erreurs qui pourraient subsister dans le présent document.

1. INTRODUCTION

Le Québec a connu une forte augmentation de l'itinérance visible au cours des dernières années. Lors du dénombrement du 11 octobre 2022, le nombre total de personnes en situation d'itinérance visible a été estimé à 10 000, soit une hausse de 44 % par rapport au 24 avril 2018 (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023). Le 15 avril 2025, on a dénombré 12 077 personnes en situation d'itinérance, correspondant à une hausse de 20 % par rapport au 11 octobre 2022 (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2026).

Ce phénomène est troublant à plusieurs égards. Aucun jeune ne rêve de vivre en situation d'itinérance, et les sondages démontrent que la majorité des personnes, même lorsqu'elles vivent en situation d'itinérance depuis des années, souhaitent recevoir de l'aide pour retrouver un logement permanent (Latimer & Bordeleau, 2019). De plus, l'itinérance est un problème de santé publique. L'âge biologique des personnes en situation d'itinérance est jusqu'à 15 ou 20 ans supérieur à leur âge chronologique (Fazel et al., 2014). Selon une étude publiée en 2018 dans l'une des prestigieuses revues de l'*American Medical Association* et réalisée à Boston à partir d'un suivi de cohorte mené sur une période de 10 ans, chez les personnes passant la nuit dans des hébergements d'urgence, la mortalité est presque trois fois supérieure à celle de la population générale, et environ 10 fois supérieure pour celles qui passent la nuit dans des lieux extérieurs (Roncarati et al., 2018). Selon cette étude, cette mortalité accrue est attribuable entre autres à la prévalence élevée du tabagisme (Baggett et al., 2015), qui augmente l'incidence des maladies cardiovasculaires et des cancers. La mortalité plus élevée des personnes en situation d'itinérance est due aussi à l'usage d'alcool et de drogues (Roncarati et al., 2018) de même qu'à un statut social très faible (Clark et al., 2009). L'accès aux services de santé de ces personnes est également réduit (Van Laere et al., 2009). En plus des enjeux de santé que vivent les personnes en situation d'itinérance, leur présence dans les espaces publics engendre des problèmes de cohabitation qui sont amplifiés par la revente de drogues de plus en plus nocives : non seulement des opioïdes, tels que le fentanyl, qui sont en partie responsables des 645 décès reliés à une intoxication suspectée aux opioïdes ou autres drogues en 2024 (Institut national de santé publique du Québec, 2025), mais aussi des stimulants (méthamphétamines), tels que la méthamphétamine en cristaux (*crystal meth*) qui, en plus d'être nocive pour la santé, peut rendre les personnes agressives envers des membres du public et les propriétés résidentielles et commerciales.

Ces problèmes sont associés à des coûts élevés pour la société. Le projet At Home/Chez Soi, une étude de 110 millions \$ financée par le gouvernement fédéral et menée entre 2009 et 2013 dans cinq villes canadiennes (Vancouver, Winnipeg, Toronto, Montréal et Moncton) (Aubry et al., 2016; Goering et al., 2011; Stergiopoulos et al., 2015), a estimé le coût pour la société d'une personne en situation d'itinérance ayant des problèmes de santé mentale à Montréal à près de 60 000 \$ par personne par année (dollars canadiens de 2016), ce qui tient compte des prestations gouvernementales, des services de santé et des services associés au système judiciaire. Des valeurs semblables ont été obtenues pour Vancouver et Toronto, tandis que les coûts étaient moins élevés à Winnipeg et encore

moins à Moncton, au Nouveau-Brunswick (Latimer *et al.*, 2017). Ce sont les meilleures données primaires dont on dispose actuellement au Canada quant aux coûts associés à l'itinérance. De plus, l'itinérance complique de façon importante la participation au marché du travail – notamment parce qu'elle est associée à la consommation d'alcool et de drogues ainsi qu'à la criminalité – et complexifie l'accès aux soins de santé mentale (Poremski *et al.*, 2014). Lors du dénombrement de 2022, seuls 16 % de l'ensemble des répondants ont déclaré avoir des revenus d'emploi (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023). Ainsi, l'itinérance contribue vraisemblablement à une réduction de la participation au marché du travail.

En 2021, alors que l'itinérance devenait de plus en plus préoccupante, le ministère de la Santé et des Services sociaux, par l'entremise du ministère des Finances, lançait un appel d'offres pour un projet visant à mieux circonscrire le coût de l'itinérance au Québec sur le plan économique. Le projet visait aussi à documenter diverses questions à caractère économique concernant l'itinérance à partir de la littérature scientifique.

2. OBJECTIFS DU PROJET

Ce rapport vise à explorer plusieurs aspects économiques de l'itinérance au Québec. Ses objectifs précis sont d'effectuer deux types d'analyse complémentaires :

- 1) Des revues de la littérature portant sur les questions suivantes :
 - a) Quels rôles le prix des logements et le taux de chômage jouent-ils dans la détermination du nombre de personnes en situation d'itinérance?
 - b) Quels sont les contrebalancements de coûts que l'on peut attendre de programmes de type Logement d'abord (*Housing First*) et de logements de transition?
 - c) L'aide de dernier recours peut-elle présenter un obstacle à la sortie de l'itinérance, tel que certains intervenants l'ont suggéré? La littérature sur le sujet étant très limitée, nous avons circonscrit la question ainsi : une augmentation de l'assistance sociale augmente-t-elle l'itinérance? De façon secondaire, parce qu'on peut supposer que ce serait le mécanisme par lequel un tel lien de causalité s'exercerait, nous avons également considéré la question suivante : une augmentation de l'assistance sociale réduit-elle la participation au marché du travail des personnes en situation d'itinérance?
- 2) Une estimation des coûts associés à l'itinérance. Il s'agit ici d'estimer les coûts associés aux personnes en situation d'itinérance, nets de leurs revenus d'emploi. Cette estimation rend compte des coûts totaux observés pour cette population, sans isoler la part des coûts strictement attribuable à l'absence de logement.

3. REVUES DE LA LITTÉRATURE

3.1 Prix des logements, taux de chômage et proportion de la population en situation d'itinérance

3.1.1 Question de recherche

On attribue souvent l'itinérance à des facteurs individuels, notamment la maladie mentale et la dépendance. Il est courant aussi d'observer que la disponibilité de logements abordables – étroitement liée au prix des loyers – ne peut qu'être un facteur structurel significatif. On peut se demander par ailleurs quel rôle joue le taux de chômage : en principe, si le taux de chômage est plus élevé, les revenus d'un plus grand nombre de personnes devraient être plus bas. Cela devrait rendre le paiement d'un loyer ou d'une hypothèque plus difficile pour ces personnes, augmentant le risque qu'elles se retrouvent en situation d'itinérance. Nous avons ainsi effectué une revue systématique de la littérature sur l'association entre ces deux facteurs et le taux de personnes en situation d'itinérance.

3.1.2 Méthodes

Nous avons recherché des articles publiés dans la littérature scientifique internationale entre le 1^{er} janvier 2000 et février 2025 sur les bases de données EconLit, Web of Science et Scopus. Les mots-clés visaient à identifier des articles portant sur deux concepts : a) l'itinérance et b) des facteurs potentiellement prédictifs tels que la pauvreté, le marché du logement, le travail, etc.¹ Les doublons ont d'abord été enlevés à l'aide du logiciel Endnote. Les articles devaient rapporter les résultats d'une analyse de régression multiple ayant une mesure du taux d'itinérance comme variable dépendante, et, parmi les variables indépendantes, soit une mesure associée au prix des loyers, soit le taux de chômage, soit les deux. La littérature étant relativement abondante, seuls les articles publiés dans des revues scientifiques dotés de comités de pairs ont été retenus.

À l'aide du logiciel Covidence, un agent de recherche (AS) a révisé tous les résumés ayant émergé de la recherche avec mots-clés, et deux autres (CF et MV) se sont partagé la tâche de réviser tous les autres à l'aveugle. Les articles dont la pertinence ne pouvait être confirmée seulement à la lecture de leur résumé ont été examinés au complet. Le premier auteur (EL) a tranché dans les cas de désaccord entre les réviseurs.

AS a ensuite extrait les données selon un schéma proposé par le premier auteur. Dans les coefficients de variables rapportés, seuls ceux pour les variables portant de façon large sur le prix des loyers ou sur le taux de chômage ont été extraits, même si la plupart du temps les auteurs

¹ Mots-clés utilisés : terme 1 : Homeless* OR Unhoused OR "Illhoused" OR unsheltered OR "housing instability" OR "housing stability"; terme 2 : Determinant* OR Economic* OR "risk factor" OR "housing market" OR labor OR labour OR poverty OR unemployment OR "employment rate" OR structural.

rapportaient les coefficients estimés sur plusieurs autres variables. CF et MV ont vérifié l'exactitude des données extraites par AS.

3.1.3 Résultats

Initialement, 2319 articles ont été récupérés. Parmi ceux-ci, 332 doublons ont été supprimés. Après la lecture des résumés, 1928 articles ont été exclus. Cinquante-neuf articles complets ont ensuite été examinés, parmi lesquels 33 ont alors été exclus. Au total, 26 articles ont été inclus dans l'analyse finale et leurs données ont été extraites (Batterham, 2012; Blid *et al.*, 2008; Byrne *et al.*, 2013; Byrne *et al.*, 2021; Cebula & Alexander, 2020; Cebula & Saunoris, 2021; Colburn & Aldern, 2022; Early, 2004, 2005; Early & Olsen, 2002; Faber, 2019; Fertig & Reingold, 2008; Gould & Williams, 2010; Hanratty, 2017; Hauptert, 2023; Ji, 2006; Johnson *et al.*, 2019; Johnson, Scutella, Tseng, Wood, *et al.*, 2015; Kneebone & Wilkins, 2021; Kroll & Farhauer, 2016; Lee *et al.*, 2003; Loopstra *et al.*, 2017; Quigley & Raphael, 2001; Quigley *et al.*, 2001; Wood *et al.*, 2015).

Le tableau 1 décrit les caractéristiques des études. Quatorze d'entre elles, concentrées parmi les études publiées à partir de 2015 (11/14), font appel à des données en panel : deux temps de mesure successifs ou plus pour chacune des villes, régions ou individus/ménages inclus. Les études s'appuyant sur une simple coupe transversale (un seul temps de mesure pour chaque ville ou région) présentent un plus grand risque d'attribuer au prix des loyers un effet qui, en réalité, est dû à une autre variable corrélée avec le prix des loyers. Par exemple, si les villes ayant des niveaux de loyer élevés ont une distribution du revenu plus inégale et ainsi plus de pauvreté, et que le niveau de pauvreté n'est pas bien capté dans l'analyse statistique, un haut taux d'itinérance pourrait être attribué en grande partie au prix des loyers, alors que le niveau de pauvreté joue un rôle important (Hanratty, 2017). Ainsi, les études faisant appel à des données en panel sont plus susceptibles de détecter correctement des associations avec des variables dont les valeurs augmentent et descendent avec le temps, comme le taux de chômage. Le prix des loyers descend rarement, mais il peut augmenter plus rapidement dans certaines villes que dans d'autres, ce qui engendre une variabilité à partir de laquelle une association avec le taux d'itinérance peut être mieux quantifiée. Les études recensées varient aussi selon qu'elles n'utilisent que des données régionales (par exemple, le taux de chômage ou le prix médian des loyers) ou qu'elles combinent des données individuelles et régionales : 21 sont du premier type, cinq du second (Early, 2004, 2005; Hauptert, 2023; Johnson *et al.*, 2019; Johnson, Scutella, Tseng, & Wood, 2015). Le recours à des données individuelles ou relatives aux ménages permet de comparer les associations avec des variables à l'échelle des ménages ou des individus (par exemple, si la personne reçoit un certain programme d'assistance sociale) avec des associations à l'échelle de la ville ou de la région. La plupart (18/26) des études sont américaines, mais quatre proviennent d'Australie, une de la Suède, une d'Allemagne, une du Royaume-Uni et une du Canada (Kneebone & Wilkins, 2021). Une mesure associée au prix du loyer a été incluse comme variable indépendante dans 23 des 26 études, et le taux de chômage dans 17.

Tableau 1. Caractéristiques des études retenues – facteurs économiques associés au taux d’itinérance

Auteurs (année) et pays	Objectif	Méthode	Unité d’analyse / Source des données	Taille de l’échantillon	Déf. itinérance	Variables clés
Quigley <i>et al.</i> (2001) É.-U.	Examiner si les variations de l’itinérance découlent de changements dans le marché du logement et dans la distribution des revenus.	Analyse de régression transversale	Aire métropolitaine statistique (MSA) et à l’échelle des comtés. (S-Night Count, 1990; et Burt, 1989)	1) N = 246 (S-Night) 2) N = 102 (Burt)	Itinérance littérale (S-Night Count); lits en hébergement d’urgence (Burt)	VI : Prix des loyers FMR en \$ (<i>Fair Market Rent</i>) ^a ; Taux de chômage en %. VD : Itinérance par 10 000 personnes (S-Night Count); Lits en hébergement d’urgence par 10 000 personnes (Burt) ^b
Quigley et Raphael (2001) É.-U.	Examiner si les variations de l’itinérance découlent de changements dans le marché du logement et dans la distribution des revenus.	Analyse de régression longitudinale	Niveau MSA (US Census 1990, Shelter 1989); Niveau comtés années (CA Admin Rec. 1989-1996)	N = 1396 (Spécifications 2 et 4) et N = 1404 (Spéc. 1 et 3) ensemble de données empilées provenant de 4 sources	Dénombrement ponctuel (<i>Point-in-time count</i>) des personnes à la rue et en refuge. Ménages recevant une aide en hébergement temporaire ou permanent.	VI : Loyers médians; Taux de chômage. VD : Taux d’itinérance par 100 000 personnes
Early et Olsen (2002) É.-U.	Estimer l’effet des déterminants clés (politiques de logement, caractéristiques des refuges, données démographiques) sur les taux d’itinérance en utilisant les données du recensement de 1990.	Analyse de régression transversale	Niveau MSA. Données recueillies à partir du dénombrement ponctuel S-Night de 1990 et de l’enquête de 1989 de l’Urban Institute sur les lits en refuge	N = 224	Personnes en situation d’itinérance en refuge ou à la rue (selon le dénombrement S-Night du recensement de 1990)	VI : Taux de chômage (1989 dans la région métropolitaine); Indice des prix locatifs (indice de Malpezzi <i>et al.</i>). VD : Taux d’itinérance (total, en refuge, à la rue) par 10 000 personnes en pauvreté (ajusté pour différences de niveaux entre les régions)
Lee <i>et al.</i> (2003) É.-U.	Fournir une analyse plus complète des déterminants structurels de l’itinérance que ce qui a été tenté jusqu’à présent — principalement en élargissant l’éventail des VI.	Analyse de régression transversale	Niveau MSA. Données provenant du dénombrement ponctuel (S-Night) 1990.	N = 335	Personnes dormant à la rue et personnes en refuge	VI : Niveau de loyer; Taux de chômage. VD : Taux d’itinérance métropolitaine 1990 (par 10 000 personnes dans la population générale)
Early (2004) É.-U.	Estimer un modèle de probabilité conditionnelle de l’itinérance — afin d’examiner quels facteurs sont des prédicteurs importants de l’itinérance.	Analyse de régression transversale (Régression logistique)	Combinaison de données à l’échelle des ménages et à l’échelle métropolitaine (niveaux de loyer et taux de chômage)	N = 3487	Itinérant = 1 si répondant de la NSHAPC (1996) s’identifie comme en situation d’itinérance	VI : Prix du logement (loyer d’un logement insalubre, plus petit loyer prédit ajusté). VD : Binaire : 1 = itinérant ; 0 = personne à faible revenu logée

Early (2005) É.-U.	Vise à identifier et à expliquer les facteurs causaux associés à l'itinérance générale et à l'itinérance de rue.	Analyse de régression transversale (Régression probit bivariée)	À l'échelle des ménages	N = 1958 (pour régression 'itinérant')	Itinérant = 1 si répondant NSHAPC (1996) utilisant des services d'aide ou logé hors lieu résidentiel ^c	VI : Prix du logement dans la région métropolitaine, en centaines de dollars US (loyer d'un logement insalubre, loyer prédit le plus faible) ^d VD : Binaire : 1 = itinérant; 0 = personne à faible revenu logée
Ji (2006) É.-U.	Examiner l'impact de divers facteurs de risque structurels sur les taux d'itinérance dans les régions métropolitaines des États-Unis et déterminer quel facteur structurel constitue un prédicteur significatif de l'itinérance.	Analyse de régression transversale	À l'échelle MSA	N = 52 (MSA, petits et grands)	Personnes en situation d'itinérance en refuge et à la rue	VI : FMR; Taux de chômage. VD : Lits en refuge d'urgence disponibles divisés par la population totale de chaque zone d'échantillonnage
Blid <i>et al.</i> (2008) Suède	Explorer les principaux prédicteurs des taux d'itinérance dans différentes municipalités suédoises.	Analyse de régression transversale	À l'échelle municipale	N = 147	Personnes identifiées comme itinérantes par les autorités ou les organismes	VI : Taux de chômage; Niveau de loyer (loyer moyen pour un appart. de 2 pièces avec cuisine) VD : Personnes itinérantes par 10 000 habitants connues des autorités locales et des organismes
Fertig et Reingold (2008) É.-U.	Identifier et analyser les facteurs de risque à l'échelle individuelle, familiale et municipale qui contribuent à l'itinérance et à l'instabilité résidentielle — en particulier la cohabitation — chez les familles à faible revenu ayant un enfant ou plus aux États-Unis.	Analyse de régression longitudinale (régression aux points de suivi de 1 et 3 ans) – modèles de régression logistique multinomiale	À l'échelle de la ville	Pour la régression à 1 an → N = 1 262 Pour la régression à 3 ans → N = 1 001	Le répondant est considéré comme en situation d'itinérance s'il vit en hébergement temporaire ou d'urgence dans la rue au moment de l'entrevue ou dans les 12 mois précédents.	VI : Taux de chômage en 2000 et 2002; FMR. VD : Indicateur binaire (1 = itinérant, 0 = non itinérant) aux suivis de 1 et 3 ans
Gould et Williams (2010) É.-U.	Déterminer si le nombre de personnes en groupes familiaux dans les refuges d'urgence des comtés du Missouri est corrélé à des facteurs structurels ou économiques, selon une série de dates appariées en été et en hiver entre 1993 et 2001.	Analyse en panel combinant coupes transversales et séries chronologiques – à l'aide d'équations d'estimation généralisées (EEG).	À l'échelle du comté	Régression hiver : N = 401 Régression été : N = 401	Groupes familiaux résidant dans des hébergements d'urgence	VI : Taux de chômage; FMR (appartement avec 2 CAC) VD : Nombre d'individus en famille dans les hébergements d'urgence par rapport à la population moyenne du comté
Raphael (2010) É.-U.	Quantifier la relation entre l'abordabilité du logement et l'itinérance en déterminant comment les variations de l'abordabilité (mesurée par les ratios loyer-revenu) influencent les taux d'itinérance.	Analyse de régression transversale	À l'échelle des États américains	N = 50 États américains inclus dans la régression	Itinérant si la personne vit dans un lieu non destiné à l'habitation, dans un hébergement d'urgence ou un logement de transition.	VI : Ratios médians loyer-revenu VD : Proportion de personnes en situation d'itinérance dans l'État (ratio des personnes en situation d'itinérance sur la population totale de l'État)

Batterham (2012) Australie	Identifier les déterminants structurels de l'itinérance.	Analyse de régression transversale	Subdivision statistique dans l'État de Victoria, en Australie.	N = 45	Définition culturelle de l'itinérance (formes primaires, secondaires et tertiaires de l'itinérance)	VI : Loyer médian des nouvelles locations; Revenu médian des ménages VD : Taux de personnes en situation d'itinérance pour 10 000 habitants
Byrne <i>et al.</i> (2013) É.-U.	Examiner les déterminants structurels de l'itinérance à l'échelle communautaire.	Analyse de régression transversale – modèle de régression à effets mixtes.	Régions du <i>Continuum of Care</i> (CoC – essentiellement, données à l'échelle des comtés)	N = 404 (Régions du CoC)	Itinérance avec hébergement et sans hébergement	VI : Loyer médian (en tranches de 100 \$); % de la population active civile au chômage VD : Adultes en situation d'itinérance par 10 000 dans la population générale
Johnson <i>et al.</i> (2015) Australie	Examiner comment les facteurs structurels et les caractéristiques individuelles interagissent pour influencer la probabilité d'être en situation d'itinérance.	Étude longitudinale combinant des données de panel sur le plan micro avec des indicateurs structurels à l'échelle régionale. Régression logistique.	L'unité d'analyse est la personne-vague, avec des covariables structurelles (chômage et loyer) associées à chaque observation	N = 7138 observations personne-vague	Définition culturelle de l'itinérance	VI : Loyer médian du marché locatif (en tranches de 100 \$); Taux de chômage (%) VD : Variable binaire (1 = en situation d'itinérance; 0 = sinon)
Wood <i>et al.</i> (2015) Australie	Examiner le rôle que jouent les facteurs structurels — en particulier les marchés du logement et du travail — dans la détermination du taux et de la distribution spatiale de l'itinérance à travers l'Australie de 2001 à 2011.	Analyse de données longitudinales en panel. Modèle de régression regroupé.	Régions SA3 telles que définies par la Norme australienne de géographie statistique (ASGS).	N = 328 (SA3) dans les trois modèles	Définition statistique de l'itinérance selon l'ABS (Australian Bureau of Statistics)	VI : Chômage (% des personnes recensées dans le SA3i lors de la nuit du recensement qui étaient au chômage durant l'année) VD : Taux d'itinérance pour 10 000 personnes
Kroll et Farhauer (2016) Allemagne	Évaluer comment le marché du logement et l'environnement social influencent le nombre de personnes itinérantes en Rhénanie-du-Nord-Westphalie, en Allemagne.	Analyse de régression longitudinale	District (équivalent à un comté), 6 années. Inclut les 53 districts de la Rhénanie-du-Nord-Westphalie, en Allemagne.	N = 259 pour le modèle n° 3 (celui avec le plus de covariables), seul modèle incluant le chômage comme covariable	Personnes reconnues dans le système officiel de soutien au logement (exclut les personnes dormant dans la rue)	VI : Loyer net après allocation-logement; Proportion de chômeurs de longue durée (%) VD : Personnes en situation d'itinérance par 1000 habitants
Hanratty (2017) É.-U.	Étudier l'impact des conditions locales des marchés du logement et du travail sur l'itinérance régionale de 2007 à 2014.	Modèles longitudinaux de régression linéaire pondérée.	Communautés CoC aux États-Unis. 381 unités CoC associées aux données des comtés.	N = 3048 pour la régression sur « l'itinérance totale »	En refuge et à la rue	VI : Loyer médian en 2014 (en \$); Taux de chômage (en %). VD : Nombre total de personnes en situation d'itinérance pour 10 000 habitants
Loopstra (2017) R.-U.	Évaluer comment les récessions économiques et les réductions des dépenses en assistance sociale ont influencé les taux de demandes d'hébergement pour itinérance auprès des autorités locales en Angleterre.	Étude longitudinale, observationnelle et écologique. Utilise des modèles de régression à effets fixes.	Autorités locales	N = 2167 années-autorités locales dans deux régressions (avec le chômage comme covariable)	Demandes d'hébergement pour cause d'itinérance reconnue par la loi (demandes acceptées et refusées)	VI : Variation du taux de chômage VD : Taux de demandes d'hébergement pour cause d'itinérance reconnue par la loi (par 1000 ménages)

Faber (2019) É.-U.	Examiner comment la crise des saisies immobilières durant la Grande Récession a été associée aux changements subséquents dans les taux d'itinérance.	Analyse longitudinale et écologique utilisant un modèle de régression linéaire à effets fixes	Région métropolitaine (CBSA) pour une année donnée entre 2008 et 2012	N = 845 observations CBSA-année	Personnes en refuge et sans-abri dormant dans la rue	VI : Loyer médian; taux de chômage VD : Taux d'itinérance (en logarithme) pour 10 000 personnes
Johnson <i>et al.</i> (2019) Australie	Examiner comment les conditions des marchés du logement et du travail à l'échelle régionale influencent les transitions individuelles vers l'itinérance et la sortie de celle-ci.	Étude longitudinale en panel avec analyse de régression. Modèle probit à effets aléatoires.	Observation personne-vague, liée à des données régionales pour une interprétation structurelle	N = 4391 suivis individuels jumelés à des variables indépendantes structurelles selon la région SA4	Définition culturelle de l'itinérance	VI : Loyers au 20 ^e centile (prix réel des loyers dans le segment abordable du marché); Taux de chômage VD : Indicateur binaire d'entrée en situation d'itinérance
Cebula et Alexander (2020) É.-U.	Examiner les facteurs économiques et non économiques qui influencent les disparités géographiques en matière d'itinérance.	Analyse de régression longitudinale par la méthode des moindres carrés	Observations État-année	N = 98 (49x2) pour la régression utilisant les niveaux de loyer médian comme covariable	Personnes sans-abri dans la rue, en hébergement d'urgence ou en logement de transition	VI : Loyer mensuel médian pour un appartement 1 chambre, décalé d'un an (49 États, sauf Hawaï) VD : Dénombrement ponctuel de l'itinérance à l'échelle des États, pour 100 000 habitants
Byrne <i>et al.</i> (2021). É.-U.	Tester si la hausse des inégalités de revenu locales entraîne une augmentation de différents types d'itinérance au fil du temps.	Analyse de régression longitudinale avec effets fixes	Communauté-année (territoires <i>Continuum of Care</i>)	N = 2857 pour toutes les régressions	Personnes en situation d'itinérance ne faisant pas partie d'une unité familiale, pour 100 000 habitants dans la population de l'État	VI : Loyer médian pour un appartement de 2 chambres dans chaque État VD : Personnes en situation d'itinérance par 100 000 habitants (excluant les unités familiales)
Cebula et Saunoris (2021) É.-U.	Estimer et rendre compte des interdépendances dynamiques entre les principaux déterminants de l'itinérance dans les différents États américains.	Régression vectorielle autorégressive en panel (Panel VAR)	Observations État-année	N = 300 (comprend un décalage t-1, ce qui réduit d'un an les observations utilisables par État)	Individus/familles n'ayant pas de lieu de résidence fixe, régulier et adéquat pour la nuit	VI : Taux de chômage dans chaque État américain VD : Nombre de personnes en situation d'itinérance dans un État (% de la pop. de l'État)
Kneebone et Wilkins (2021) Canada	Examiner quels facteurs à l'échelle communautaire influencent de manière significative les taux d'itinérance au Canada.	Analyse de régression transversale	Collectivités définies par le gouvernement fédéral pour les dénombrements ponctuels	N = 49	Itinérance avec hébergement et sans hébergement (selon la définition du dénombrement ponctuel de 2018)	VI : Loyer annuel (en \$ CA) pour un logement 1 CAC de qualité inférieure, au 20 ^e centile; VD : Taux pour 1000 adultes (15 ans et plus)
Colburn (2022) É.-U.	Déterminer si les variations régionales de l'itinérance s'expliquent par les conditions du marché du logement, surtout les loyers absolus (plutôt que le fardeau locatif ou la pauvreté).	Analyse de régression transversale	Territoires du <i>Continuum of Care</i>	N = 30 CoC pour le modèle analysant les niveaux absolus de loyer	Itinérance en refuge et dans la rue (<i>unsheltered</i>) (selon la définition du dénombrement ponctuel de 2018)	VI : Niveaux absolus de loyer (loyers médians et du premier quartile) VD : Taux d'itinérance pour 1 000 personnes

Hauptert (2023) É.-U.	Examiner comment les facteurs liés au logement, aux individus et aux quartiers prédisent l'itinérance future à l'aide de modèles de régression logistique à plusieurs niveaux.	Régression logistique à plusieurs niveaux	Personne-vague (jumelée aux données à l'échelle du quartier)	N = 5218 observations personne-vague	Avoir déclaré avoir dormi dans un logement temporaire, un refuge collectif, un bâtiment abandonné, une voiture ou tout autre endroit non destiné à l'habitation humaine au cours des 3 à 12 derniers mois	VI : Chômage (%) dans le code postal du répondant; loyer mensuel médian dans le même code postal VD : Indicateur binaire : 1 = en situation d'itinérance; 0 = autre.
-----------------------	--	---	--	--------------------------------------	---	---

Notes :^a Le *Fair Market Rent* est une mesure du prix des loyers au 40^e percentile des loyers des appartements loués au cours des deux dernières années dans une ville, pour un type d'appartement donné (p. ex., studio, 3 ½, etc.); ^bVI : variables indépendantes d'intérêt pour notre analyse, VD : variable dépendante; ^cNSHAPC : National Survey of Homeless Assistance Providers and Clients, une enquête sur des personnes en situation d'itinérance ou à faible revenu utilisant des services tels que de l'hébergement d'urgence et des soupes populaires, ces dernières pouvant être utilisées par des personnes à faible revenu logées. Le NSHAPC provenait des 28 régions métropolitaines les plus peuplées aux États-Unis; ^dloyer prédit le plus faible : valeur prédite par un modèle de régression du loyer le plus faible dans la région métropolitaine (valeur prédite pour éviter d'utiliser un prix artificiellement réduit, par exemple, par une relation de parenté et donc un « prix d'ami » entre le propriétaire et le locataire); ^eCAC : chambre à coucher.

Tableau 2. Résultats des études retenues – facteurs économiques associés au taux d’itinérance

Auteurs (année) et pays	Principaux résultats quantitatifs	Interprétation	Commentaires / Limitations
Quigley <i>et al.</i> (2001) É.-U.	Données S-Night (spécification n° 3; $R^2 = 0,465$) : Loyer brut médian : 0,397 (0,489), non significatif Taux de chômage : -0,185 (0,239), non significatif Burt Shelter Count (spécification n° 3; $R^2 = 0,324$) : Loyer brut médian : -0,649 (0,958), non significatif Taux de chômage : -0,614 (0,468), non significatif	La spécification n° 3 pour les deux ensembles de données présentait le meilleur ajustement (<i>best fit</i>) et incluait les deux variables indépendantes pertinentes. Aucune variable n’était statistiquement significative.	Les coefficients pour le loyer et le chômage dans la spécification n° 3 pourraient être biaisés vers le bas par une sous-estimation du nombre de personnes en situation d’itinérance plus importante dans les villes où les loyers sont plus élevés. D’autres facteurs aussi pourraient biaiser les estimations à la baisse.
Quigley et Raphael (2001) É.-U.	Modèle 2 ($R^2 : 0,976$) : Loyer : 1,361 IC 95 % [1,149,1,573]** Taux de chômage : -0,131 IC 95 % [-0,315, 0,053]	Chômage : Négatif, non significatif — le marché du travail est moins pertinent que le logement. Loyer : positif, significatif — appuie l’hypothèse que l’itinérance serait liée à l’abordabilité.	Les coefficients peuvent être imprécis en raison de l’hétérogénéité des données, des incohérences de mesure et des biais dans le dénombrement de l’itinérance selon les sources.
Early et Olsen (2002) É.-U.	Itinérance totale (ajustement modèle : Stat. F = 5,09) : Loyer : 0,251 7*** IC 95 % [0,086 9, 0,416 5] Taux de chômage : -2,895 4 95 %CI [-8,066 6, 2,275 8]	Confiance modérée que des loyers plus élevés sont associés à une augmentation de l’itinérance de rue. Confiance plus élevée que le loyer augmente l’itinérance dans la régression sur « l’itinérance hébergée » (non présentée ici).	Les estimations pour le chômage et le taux d’inoccupation peuvent être biaisées en raison de la variabilité du sous-dénombrement (<i>undercount variability</i>), de l’endogénéité et des erreurs de mesure; seul le prix du logement présente une précision fiable à travers les modèles.
Lee <i>et al.</i> (2003) É.-U.	Équation complète ($R^2 = 0,342$) : Loyer : 1,440*** Chômage : -0,047 (non significatif)	Le loyer est le prédicteur le plus fort, une augmentation de 1 % étant liée à une hausse de 1,44 % du taux d’itinérance . Le chômage ne montre aucun effet prédictif significatif.	Les estimations peuvent être biaisées en raison de la sous-estimation du nombre de personnes en situation d’itinérance dans les données S-Night, de variables proxys pour les filets sociaux et d’une faible puissance explicative ($R^2 = 0,342$); les effets du chômage et du taux d’inoccupation ne sont pas statistiquement significatifs.
Early (2004) É.-U.	Modèle 1 (revenu traité comme variable exogène) : Prix du logement : 0,005 (0,214), non significatif	Les principaux déterminants de l’itinérance sont principalement démographiques (résultats non présentés ici) et non liés au marché. Ces conclusions sont demeurées les mêmes dans tous leurs modèles.	Les facteurs du marché, comme le prix du logement, n’étaient pas statistiquement significatifs, les auteurs insistant sur les données démographiques comme principaux moteurs; la faible variation entre les villes a affaibli les estimations d’effet des variables de marché.
Early (2005) É.-U.	Modèle probit bivarié (deux spécifications) : Prix du logement de faible qualité (revenu exogène) : 0,067 (non significatif) et valeur-t = 1,451. Prix du logement de faible qualité (revenu endogène) : 0,060 (non significatif) et valeur-t = 1,333. Loyer prédit le plus bas (revenu exogène) : 0,189** et valeur-t = 2,326. Loyer prédit le plus bas (revenu endogène) : 0,193** et valeur-t = 2,390.	Le prix du logement de faible qualité n’est significatif pour aucune spécification de revenu. Le loyer le plus bas est significatif , indiquant que les barrières d’accessibilité augmentent le risque d’itinérance. Une augmentation d’une unité du loyer le plus bas accroît la probabilité d’itinérance d’environ 0,189 (revenu exogène) et 0,193 (revenu endogène), montrant que des loyers minimums plus élevés sont un obstacle majeur au maintien du logement .	Les conclusions sont limitées par le fait que les données sur le coût du logement ont été construites, une faible variation entre les zones métropolitaines et un devis transversal suréchantillonnant les personnes en situation d’itinérance chronique. Ces facteurs, ainsi que la possible endogénéité, réduisent la confiance dans les liens causaux, notamment pour les variables du marché du logement comme les loyers et les taux d’inoccupation.

Ji (2006) É.-U.	Coefficients de régression multiple : Loyer pour 1 CAC, 1999 : coefficient standardisé = 0,167 (0,00); valeur t = 0,665; non significatif (p=0,51) Taux de chômage, 1996 : coefficient standardisé = -0,034 (0,016); valeur t = -0,167; non significatif (p=0,868),	Le loyer n'est pas statistiquement significatif (p = 0,51); cela suggère qu'il n'y a pas d'impact clair des niveaux de loyer pour un logement d'une chambre sur les taux d'itinérance. Le taux de chômage n'est pas significatif (p = 0,868); cela suggère l'absence d'association entre le chômage et l'itinérance dans ce modèle.	L'interprétation de la taille d'effet est limitée par les erreurs de mesure de l'indicateur d'itinérance, l'omission de variables structurelles et personnelles, le devis transversal et la multi-colinéarité — autant de facteurs pouvant masquer les effets de variables indépendantes telles que le FMR et le taux de chômage.
Blid <i>et al.</i> (2008) Suède	Modèle principal (ajustement du modèle : $R^2 = 0,381$) : Niveau moyen de loyer : « B » non standardisé = 0,003 (SE = 0,001) Beta standardisé = 0,153 valeur-t = 2,195 **	Les municipalités urbaines très peuplées, avec une forte proportion de personnes ayant des troubles psychiatriques et des niveaux de loyer élevés , sont susceptibles de compter un grand nombre de personnes en situation d'itinérance.	Les auteurs précisent qu'en raison des grandes variations régionales, des données agrégées et de la sous-estimation du nombre de personnes en situation d'itinérance cachée, les conclusions sur la taille de l'effet du niveau moyen des loyers peuvent être limitées par l'hétérogénéité non observée et des facteurs de confusion structurels.
Fertig et Reingold (2008) É.-U.	Prédiction de l'itinérance un an après la naissance (ajustement du modèle : $R^2 = 0,2219$) : Loyer (log) : 1,812* (1,035) (p < 0,10) Taux de chômage : 0,010 (0,081) Prédiction de l'itinérance ou du regroupement résidentiel trois ans après la naissance (ajustement modèle : $R^2 = 0,2113$) : Loyer (log) : 2,517 (2,482) Taux de chômage : 0,007 (0,106)	Le loyer montre un certain effet (positif) sur le risque d'itinérance à 1 et 3 ans, mais seulement significatif à 1 an et à un seuil plus faible (p < 0,10). Le taux de chômage n'avait pas d'influence significative sur le risque d'itinérance dans les deux périodes considérées.	Les auteurs notent des limites liées à la petite taille des échantillons, aux erreurs de mesure dans des caractéristiques instables (comme l'assistance sociale ou l'emploi) et à une généralisabilité limitée au-delà des 20 villes étudiées, ce qui restreint l'interprétation de la taille des effets.
Gould et Williams (2010) É.-U.	Résultats d'hiver (1993-2001, n = 401) : Taux de chômage : valeur-z = 4,14 (valeur p < 0,001); Loyer au seuil comté : valeur-z = 0,60 (valeur-p = 0,548) Résultats d'été (1993-2001, n = 401) : Taux de chômage : valeur-z = 2,35 (valeur p < 0,020); Loyer au seuil comté : valeur-z = -0,49 (valeur-p = 0,627)	Résultats d'hiver : Le taux de chômage est positivement associé à l'utilisation de l'hébergement d'urgence pour les familles (p < 0,001, z = 4,14). Le coût du loyer n'y est pas significativement associé. Résultats d'été : Le taux de chômage est positivement associé à l'utilisation de l'hébergement d'urgence pour les familles (p = 0,020, z = 2,33). Le coût du loyer n'y est pas significativement associé.	Les auteurs soulignent des limites majeures : le <i>Fair Market Rent</i> peut mal représenter les marchés du logement à faible revenu, et les données agrégées à l'échelle du comté peuvent masquer les dynamiques individuelles, limitant ainsi la précision des conclusions sur les effets du taux de chômage et du coût du loyer.
Raphael (2010). É.-U.	Estimations des effets des ratios loyer-revenu sur l'itinérance (pondérées) : Modèle 1 (seulement le ratio loyer-revenu comme variable indépendante) : 0,032 (0,003)*** ($R^2 = 0,652$) Modèle 3 (toutes variables indépendantes incluses) : 0,035 (0,005)*** ($R^2 = 0,804$)	Modèle 1 : La charge locative est liée à l'itinérance, soulignant le problème de l'accessibilité. (Une augmentation de 0,01 du ratio médian loyer-revenu est associée à une hausse de 0,032 de la proportion de personnes sans-abri.) Modèle 3 : L'effet reste fort et significatif, même avec l'ensemble des variables d'ajustement.	Les auteurs mettent en garde que les inférences causales sont limitées par le recours à des données transversales et que l'association du ratio loyer-revenu avec le taux d'itinérance peut refléter l'effet de la réglementation portant sur les loyers plutôt que la seule charge locative individuelle.
Batterham (2012) Australie	Loyer médian des nouvelles locations : coefficient non standardisé = 0,464 (IC 95 % [-0,625, 1,553])	Le revenu des ménages était un prédicteur plus fort et plus constant de l'itinérance.	Les auteurs mettent en garde que les données transversales et les effets de tri limitent les affirmations causales; les ménages peuvent se sélectionner eux-mêmes dans des zones à faible loyer, masquant ainsi les impacts du loyer ou du revenu sur l'itinérance.

Byrne <i>et al.</i> (2013) É.-U.	Résultats CoC métropolitains (N = 338) [R² = 0,58] : Loyer : 6,34, IC 95 % [1,66, 11,12], valeur p = 0,012** Taux de chômage : 1,91, IC 95 % [-2,65, 8,02], valeur p = 0,332 (non significatif) Résultats CoC non métropolitains (N = 76) [R² = 0,67] : Loyer : 31,78, IC 95 % [10,38-54,13], valeur p = 0,005*** Taux de chômage : 26,93, IC 95 % [8,66-40,84], valeur p = 0,004***	Le prix des loyers est significativement associé à l'itinérance dans toutes les communautés, tandis que le taux de chômage ne l'est que dans les zones non métropolitaines, ce qui concorde avec l'accent que mettent les auteurs sur le stress du marché du logement et les conditions du travail comme facteurs structurels clés.	Les auteurs mettent en garde contre les irrégularités des frontières des CoC et le décalage entre les unités géographiques (p. ex., chômage à l'échelle de l'État vs loyer local), qui peuvent fausser les associations et limiter la précision dans l'attribution des effets du loyer ou du taux de chômage.
Johnson <i>et al.</i> (2015) Australie	Modèle 1 : Loyer médian du marché : 0,040*** Taux de chômage : 0,007, non significatif Modèle 2 : Loyer médian du marché : 0,042*** Chômage : -0,013**	Le loyer médian est positivement associé au risque d'itinérance, reflétant une pression structurelle du coût du logement. Le chômage ne devient significatif que lorsqu'on contrôle davantage de facteurs, ce qui appuie l'affirmation des auteurs selon laquelle le manque d'emploi interagit avec les dynamiques de vulnérabilité au fil du temps.	Les auteurs indiquent que l'utilisation de données de loyer invariantes dans le temps et de grandes unités spatiales (SA4) limite la précision; les effets du loyer médian et du chômage pourraient ne pas refléter les dynamiques locales ou à court terme.
Wood <i>et al.</i> (2015) Australie	Marché du travail (% de chômeurs) : Modèle moindres carrés ordinaires (MCO) regroupé (<i>pooled ordinary least squares</i>) : 0,043 0*** [R² = 0,694] Modèle à effets fixes : -0,025 5* [R² = 0,181] Modèle à effets aléatoires : 0,013 4 [R² = 0,688 1]	Les effets du marché du travail sur l'itinérance varient selon le modèle : positifs et significatifs en MCO regroupés, négatifs en effets fixes — ce qui appuie l'idée des auteurs selon laquelle le rôle du chômage est médié par le contexte.	Les auteurs précisent que le choix de l'unité spatiale (SA3 vs SA4), les biais de composition et la mobilité des populations à risque peuvent fausser les estimations du rôle du chômage sur les tendances de l'itinérance.
Kroll et Farhauer (2016) Allemagne	Modèle 3 (R² = 0,383 2) : Loyer net : 3,571 (1,188)*** Proportion de personnes en chômage de longue durée : 0,038 (0,021) *	Les loyers nets (après allocation logement) influencent significativement l'itinérance. Le taux de chômage de longue durée aggrave cette situation en abaissant les revenus sous les seuils d'accessibilité au logement, renforçant ainsi l'exclusion résidentielle, notamment dans les marchés locatifs tendus.	Les auteurs notent que la causalité inverse, l'absence de données sur certains groupes à faible revenu et les vulnérabilités individuelles non mesurées limitent l'interprétation causale des effets du loyer et du chômage sur l'itinérance.
Hanratty (2017) É.-U.	Sans effets fixes de communauté/région (R² = 0,531) : Loyer moyen : 0,020** (ES = 0,005) Taux de chômage : 0,424 (ES = 0,397) Effets fixes de communauté/région (R² = 0,069) : Loyer moyen : 0,025** (ES = 0,012) Taux de chômage : -0,433 (ES = 0,289)	Le loyer médian prédit de façon constante une augmentation de l'itinérance dans tous les modèles, confirmant l'effet de la pression des coûts du logement. L'effet du chômage change de direction selon la spécification du modèle, contribuant à la prudence des auteurs quant à la sensibilité du modèle et à l'hétérogénéité non observée.	Les auteurs indiquent que les biais transversaux, les incohérences de mesure dans les dénombrements locaux de personnes en situation d'itinérance et les effets fixes liés aux zones peuvent masquer les véritables impacts des loyers et du chômage sur les tendances de l'itinérance.
Loopstra (2017) R.-U.	Modèle 1 (R² = 0,003 0) : Taux de chômage (en %) : -0,024 (0,019) Modèle 2 (R² = 0,047 0) : Taux de chômage (en %) : -0,004 4(0,021)	Les variations du chômage n'ont montré aucune association significative avec les demandes liées à l'itinérance, mettant plutôt en évidence le rôle plus déterminant de la production économique et des compressions budgétaires des autorités locales dans la hausse de l'itinérance.	Les auteurs soulignent que le faux raisonnement écologique, la sous-estimation du nombre de demandeurs (certains étant découragés) et les changements dans le traitement par les autorités locales limitent la confiance envers les effets du chômage, pouvant ainsi masquer des liens réels avec l'itinérance.
Faber (2019) É.-U.	Résultats de la régression pour le modèle 1 (itinérance totale) : ln (valeur médiane logements loués) : -0,068 (0,274), non significatif Taux de chômage : -0,009 (0,013), non significatif	Ni le loyer médian ni le chômage ne prédisaient significativement l'itinérance totale durant la Grande Récession, ce qui souligne que les saisies immobilières, plutôt que les variables traditionnelles du logement ou du travail, en étaient le principal moteur.	Les auteurs soulignent que l'endogénéité, le risque de faux raisonnement écologique et l'absence de données sur le statut d'occupation limitent les conclusions quant aux effets du chômage et des loyers sur l'itinérance.

Johnson <i>et al.</i> (2019) Australie	Pour l'entrée en situation d'itinérance : Loyer au 20^e centile : 0,029 (ES = 0,009)*** Taux chômage : 0,009 (ES = 0,004)**	Une augmentation de 100 \$ du loyer au 20 ^e percentile accroît la probabilité de devenir sans-abri d'environ 2,9 points de pourcentage. Une hausse d'un point de pourcentage du taux de chômage augmente cette probabilité d'environ 0,9 point de pourcentage.	Les auteurs soulignent que les définitions des zones peuvent mal refléter les conditions locales, et que les effets du loyer et du chômage peuvent être biaisés par le tri endogène et le ciblage des services, ce qui limite les inférences causales sur les entrées en situation d'itinérance.
Cebula et Alexander (2020) É.-U.	Loyer médian (une CAC) 0,000 115 (ES = 0,000 051)**	Une augmentation du loyer de 100 \$ est associée à une augmentation de 11,5 personnes sans-abri par 100 000 habitants.	Les estimations indiquent qu'une augmentation des loyers est associée à une augmentation de l'itinérance, mais le lien de causalité reste incertain.
Byrne <i>et al.</i> (2021). É.-U.	Pour la spécification « Personnes en situation d'itinérance » : Loyer médian , deux CAC (en 100 \$) : 0,498 (0,158)**	Des loyers plus élevés sont associés à une augmentation de l'itinérance individuelle. Pour chaque augmentation de 100 \$ du loyer médian, le taux d'itinérance individuelle augmente d'environ 0,498 personne par 10 000 habitants.	La régression « Individus en situation d'itinérance » montre que la hausse des loyers et des inégalités accroît l'itinérance, mais les limites de la méthode statistique nuancent les conclusions causales, soulignant le besoin d'analyses plus rigoureuses.
Cebula et Saunoris (2021) É.-U.	Lorsque l'itinérance était la VD : Chômage : 0,521 (0,864) – Non significatif	Le coefficient de 0,521 suggère que, toutes choses étant égales par ailleurs, une augmentation d'un point de pourcentage du taux de chômage l'année précédente est associée à une augmentation d'environ 0,52 du taux d'itinérance (par 100 personnes) l'année suivante.	Les résultats reposent sur des données à l'échelle des États et une structure temporelle décalée; une sous-estimation du nombre de personnes en situation d'itinérance et des politiques locales non observées peuvent nuire à la précision.
Kneebone et Wilkins (2021) Canada	Itinérance totale sans effets fixes de communauté/région (R² ajusté = 0,71) : Loyer (log) : 3,26 (ES = 0,88)**	Des loyers plus élevés sont fortement associés à des taux d'itinérance totale plus élevés.	Pas de données individuelles, Québec exclu, généralisation démographique limitée. L'offre de logements abordables est essentielle pour réduire l'itinérance au Canada.
Colburn (2022) É.-U.	Pouvoir explicatif du loyer médian sur l'itinérance : Pour les villes, R ² = 0,55 Pour les comtés, R ² = 0,24 Pouvoir explicatif du loyer, 1^{er} quartile sur l'itinérance : Pour les villes, R ² = 0,42 Pour les comtés, R ² = 0,28	Les niveaux absolus de loyer prédisent mieux l'itinérance que les ratios d'effort financier (R ² de 0,13 pour les villes, 0 pour les comtés). Bien qu'aucun coefficient ne soit rapporté dans cette étude, le simple fait que les niveaux absolus de loyer soient plus prédictifs que les ratios d'effort constitue un constat intéressant.	Taille d'échantillon limitée, portée régionale, exclusion du taux de chômage, incapacité à capter tous les facteurs influençant la variation de l'itinérance.
Hauptert (2023) É.-U.	Modèle 4 (inclut variables à l'échelle du quartier) : Loyer médian : 1,033 (0,039 1), non significatif Taux de chômage : 1,034 (0,030 9), non significatif	Aucune des variables indépendantes d'intérêt n'était statistiquement significative.	Comme dans d'autres études ayant comparé les effets démographiques et ceux à l'échelle de territoires géographiques, les effets à l'échelle des territoires géographiques semblent être moins prédictifs de l'itinérance.

Notes : CAC : chambre à coucher; ES : écart standard; *** significatif au seuil de 0,01; ** significatif au seuil de 0,05; * significatif au seuil de 0,10.

Le tableau 2 rapporte les résultats concernant les tests d'association entre les variables indépendantes d'intérêt et le taux d'itinérance. Parmi les 23 articles intégrant le prix des loyers (ou une variable connexe) comme variable indépendante, 16 ont rapporté une relation statistiquement significative au seuil de 0,10 ou mieux, dans le sens attendu, dont 6 au seuil de 0,01. Parmi les 7 études rapportant des résultats non significatifs, la valeur estimée est positive dans 5 cas. Cette forte majorité de résultats positifs statistiquement significatifs provient d'études utilisant des données transversales ($n=8$), en panel ($n=8$)^{1*}, des données à l'échelle régionale seulement ($n=14$) et des données à la fois à l'échelle régionale et à l'échelle individuelle ($n=2$). La façon d'opérationnaliser les mesures d'itinérance et de prix des loyers varie aussi selon les études. Parmi les études qui ont testé cette relation, toutes celles menées dans d'autres pays que les États-Unis, de même que la plupart des études américaines, ont rapporté des associations positives et statistiquement significatives entre le niveau de loyers et le taux de personnes en situation d'itinérance.

Les résultats concernant le taux de chômage sont beaucoup moins unanimes. Parmi les 17 études ayant inclus cette variable indépendante, seulement 5 ont rapporté une relation statistiquement significative, dont une dans le sens opposé de ce qui était attendu (c'est-à-dire négative). Les coefficients estimés non significatifs sont plus souvent négatifs que positifs.

3.1.4 Discussion

Cette revue de la littérature indique que le prix des loyers constitue un prédicteur structurel important de l'itinérance. Plus des deux tiers des études ayant testé la relation (16 sur 23), menées avec des bases de données et des méthodes statistiques différentes dans plusieurs pays dont le Canada, rapportent une association positive et statistiquement significative entre le prix des loyers et le taux d'itinérance.

Le taux de chômage, en revanche, révèle des résultats beaucoup moins probants, la plupart du temps dans des études où les deux variables sont évaluées côte à côte. Bien qu'il demeure un facteur de risque plausible – particulièrement dans les régions ayant peu de filets sociaux – son pouvoir explicatif est nettement moins important. La présence d'associations positives et négatives, la plupart du temps non significatives, pointe vers une relation plus faible ou même quasi inexistante.

On peut se demander si le prix des loyers joue un rôle plus important que les facteurs individuels dans la détermination du nombre de personnes en situation d'itinérance. Parmi les études recensées ici, cinq utilisent des données à la fois à l'échelle individuelle (ou des ménages) et à l'échelle régionale (tel le loyer médian) (Early, 2004, 2005; Hauptert, 2023; Johnson *et al.*, 2019; Johnson, Scutella, Tseng, & Wood, 2015). Parmi ces études, seules deux rapportent un lien significatif entre prix des loyers et itinérance (Johnson *et al.*, 2019; Johnson, Scutella, Tseng, Wood, *et al.*, 2015), tandis qu'une autre ne relève qu'une association avec une variable représentant le prix des loyers les plus bas (Early, 2005). L'observation que l'association entre prix des loyers et taux d'itinérance s'affaiblit lorsque des variables à l'échelle individuelle ou des ménages sont utilisées n'est pas nouvelle (Early, 2005). Dans de telles études, le degré de variation des variables régionales est relativement faible, de sorte que les coefficients ne peuvent être estimés avec précision (Early & Olsen, 2002). O'Flaherty suggère que l'interaction entre facteurs individuels et facteurs structurels

fait en sorte que les modèles ne contenant que des facteurs structurels exagèrent l'impact de ceux-ci, alors que c'est l'inverse pour les modèles qui n'incluent que des facteurs individuels (O'Flaherty, 2004). Quoi qu'il en soit, les politiques publiques peuvent difficilement influencer des facteurs individuels, tels que la consommation de substances ou la maladie mentale. Les études suggèrent que la réduction du prix des loyers contribuerait à réduire l'itinérance. Il va de soi que c'est particulièrement le prix des loyers des personnes les plus à risque de se retrouver en situation d'itinérance – donc, les loyers les plus bas, en général, tel que rapporté par Early (2005) – qui affecte les taux d'itinérance.

En ce qui concerne le taux de chômage, le lien avec le taux de personnes en situation d'itinérance serait sans doute plus prononcé si l'assurance emploi n'était pas aussi répandue. De plus, alors qu'une hausse du prix des loyers affecte tôt ou tard presque tous les ménages à faible revenu, une hausse du taux de chômage de quelques points de pourcentage ne touchera qu'une faible minorité de personnes à faible revenu. Tout d'abord, seul un faible pourcentage de la population active en général perd son emploi lors d'une récession, par exemple, 3 % si le taux de chômage augmente de 5 % à 8 %. Ensuite, parmi ce faible pourcentage, les personnes susceptibles de perdre leur emploi sont majoritairement des hommes moins instruits travaillant dans des secteurs cycliques, tels que la construction et l'industrie manufacturière, mais il peut aussi s'agir de travailleurs ayant un niveau d'éducation (et donc, en général, de revenu) plus élevé. Des économistes américains ont rapporté, par exemple, que, lors de la récession de 2008, le taux de chômage avait augmenté de 8,12 % et de 8,28 %, respectivement, chez les personnes ayant un diplôme d'études secondaires et celles n'en ayant pas, et quand même de 2,84 % chez les titulaires d'un diplôme de premier cycle (Hoynes *et al.*, 2012). Ces deux observations, surtout la première, expliqueraient pourquoi le lien entre taux de chômage et taux d'itinérance est relativement ténu.

Nous n'avons pas examiné en détail le lien entre le taux de pauvreté (une autre variable économique) et l'itinérance. Toutefois, il doit être clair que, si une plus grande proportion de la population est en situation de pauvreté, à niveau de loyer constant, moins de gens pourront payer leur loyer, et, inversement, qu'à proportion constante de la population en situation de pauvreté, une hausse des loyers mènera à une augmentation de l'itinérance.

Les implications de ces résultats sont importantes pour les politiques publiques. Si les hausses de loyer exercent un effet direct et important sur le nombre de personnes en situation d'itinérance, des mesures ou des interventions visant à aider les personnes à faible revenu à payer leur loyer – telles que la stabilisation des loyers, les suppléments au loyer, les allocations-logement ou l'expansion du parc de logements abordables hors marché – contribueront certainement à contenir la hausse de l'itinérance ou même à réduire le nombre de personnes dans cette situation. (La question est abordée aussi de façon indirecte à la section 3.4.) C'est une façon de réduire l'itinérance moins onéreuse et plus ciblée que de réduire la pauvreté en général.

Parmi ces options, il faut toutefois reconnaître que, théoriquement, lorsque les taux d'inoccupation sont faibles, une augmentation généralisée de la capacité des ménages à payer un loyer plus élevé devrait mener à une augmentation des loyers. Plusieurs études empiriques menées dans d'autres pays (Brewer *et al.*, 2019; Eerola & Lyytikäinen, 2021; Eriksen & Ross, 2015; Fack, 2006; Gibbons & Manning, 2006; Hyslop & Rea, 2019; Laferrère

& Le Blanc, 2004; Susin, 2002) confirment que cela peut être le cas. De façon générale, ces études indiquent qu'une partie des suppléments au loyer est transférée aux propriétaires par l'entremise d'une augmentation des loyers. Cette partie varie beaucoup selon les études, allant de minime (p. ex., Gibbons & Manning, Eriksen & Ross) à plus que la totalité (Susin). Plusieurs études suggèrent que l'impact sur les loyers tend à être plus élevé, comme on s'y attendrait, lorsque l'augmentation de l'allocation fait en sorte que les nouveaux locataires potentiels recherchant des logements à l'intérieur d'une gamme de prix font face à un nombre insuffisant, ou à peine suffisant, de logements dans cette gamme. De plus, une augmentation des loyers ne mènera pas nécessairement les propriétaires à construire de nouveaux logements pouvant se louer aux nouveaux prix. Il peut ainsi être efficace de subventionner la construction de nouveaux logements abordables.

En revanche, il n'y a pas lieu d'ajouter une préoccupation par rapport à l'impact du taux de chômage sur l'itinérance aux raisons déjà importantes de vouloir le contenir.

3.2 Contrebalancements de coûts associés au Logement d'abord

La section 3.1 traitait des causes de l'itinérance ayant une dimension économique. La présente section concerne les effets économiques d'une intervention communément utilisée pour lutter contre l'itinérance, le Logement d'abord.

Le « Logement d'abord » est un terme utilisé pour désigner un type de programme offrant aux personnes en situation d'itinérance un logement permanent abordable et les soutiens psychosociaux nécessaires, sans poser de conditions préalables, telles que cesser de consommer des substances. Cette approche se décline de plusieurs façons, selon le type de logement (en particulier, appartements dispersés sur le marché locatif privé ou logements hors marché regroupés), l'intensité du soutien offert aux personnes une fois qu'elles sont logées (10 personnes par intervenant ou moins, comme avec une équipe de suivi intensif; 18 personnes par intervenant ou moins, comme avec une équipe de soutien d'intensité variable, etc.) et la spécialisation du personnel en fonction de la clientèle (population générale en situation d'itinérance, jeunes, femmes fuyant la violence conjugale, personnes autochtones, etc.). Différentes variantes de cette approche ont été évaluées de façon rigoureuse dans de nombreux pays, notamment aux États-Unis (Gilmer *et al.*, 2010; Gulcur *et al.*, 2003; Stefancic & Tsemberis, 2007), au Canada (Aubry *et al.*, 2016; Stergiopoulos *et al.*, 2015; Stergiopoulos *et al.*, 2019) et en France (Tinland *et al.*, 2020). Elle est maintenant reconnue comme une partie importante de toute stratégie efficace pour mettre fin à l'itinérance.

Au Canada, plusieurs variantes du modèle Logement d'abord ont été testées dans le cadre d'un vaste projet de recherche et de démonstration, le projet At Home/Chez Soi (Goering *et al.*, 2014; Goering *et al.*, 2011). Ce projet s'adressait à des personnes en situation d'itinérance ayant des problèmes de santé mentale, classées en deux groupes selon l'évaluation de l'intensité du soutien dont elles avaient besoin. Les deux principales variantes testées étaient : 1) des appartements dispersés avec équipe de suivi intensif (avec psychiatre, 8 à 10 personnes par intervenant); et 2) des appartements dispersés avec équipe de soutien d'intensité variable (SIV – pas de psychiatre, 17 personnes par intervenant). Mené entre 2009 et 2013 à Vancouver, Winnipeg, Toronto, Montréal et Moncton, le projet At Home/Chez Soi a démontré, entre autres, que toutes les variantes de l'approche Logement d'abord testées dans le cadre de l'étude étaient plus efficaces que les services habituels pour ce qui est d'aider les participants à trouver et à conserver un logement permanent (Aubry *et al.*, 2016; Stergiopoulos *et al.*, 2015; Stergiopoulos *et al.*, 2019). De plus, l'équipe de recherche a comparé, au moyen d'entrevues narratives avec 197 participants, dont 119 avaient profité du Logement d'abord et 78 des services habituels, les trajectoires de vie des participants durant les 18 premiers mois du service. Les changements décrits ont été codés selon 13 domaines de vie : changements de vie, jour typique, éducation, travail, santé physique générale, santé mentale, consommation de substances, relations interpersonnelles, logement et situation de vie, situation financière et matérielle, services de santé mentale, autres services et espoirs pour l'avenir. Les changements notés dans chaque domaine pour chaque participant ont ensuite été classifiés comme positifs, négatifs ou mitigés/neutres. Les participants ayant plus de scores positifs que négatifs ou mitigés/neutres ont été codés comme ayant une trajectoire de vie positive. La trajectoire de

vie était codée comme négative dans le cas inverse (plus de codes négatifs que positifs ou mitigés/neutres). Dans les autres cas, la trajectoire dans son ensemble était codée comme mitigée/neutre. Quoiqu'il y avait beaucoup de variabilité entre les participants et leurs trajectoires de vie pendant les 18 mois de suivi de l'étude, globalement, la vie des personnes ayant profité de l'intervention Logement d'abord tendait à s'améliorer comparativement à celle des participants du groupe ayant reçu les services habituels (Nelson *et al.*, 2015).

Sur le plan économique, sur un horizon de deux ans, le Logement d'abord a produit un contrebalancement de coûts environ égal à la moitié du coût de l'intervention (un peu plus pour les participants à besoins élevés, soit 69 % (Latimer *et al.*, 2020), et un peu moins pour ceux à besoins modérés, soit 47 % (Latimer *et al.*, 2019)). Dans les deux groupes, les principaux coûts évités comprenaient ceux d'hébergement d'urgence, de logement supervisé et de visites en clinique externe. Pour les personnes à besoins élevés seulement, une diminution significative des coûts d'incarcération a également été observée. Pour les personnes à besoins modérés, les coûts évités de séjours en centre de réadaptation en dépendance étaient significatifs (Latimer *et al.*, 2019; Latimer *et al.*, 2020).

Une revue de la littérature tenant compte des résultats économiques préliminaires du projet At Home/Chez Soi a été publiée en 2015 (Ly & Latimer, 2015). Cette revue a rapporté que les études les plus rigoureuses tendent à conclure que les contrebalancements de coûts sont significatifs, mais ne sont pas assez importants pour complètement compenser les coûts d'une intervention Logement d'abord. Une mise à jour récente de cette revue de la littérature, publiée dans un mémoire de maîtrise, est arrivée à une conclusion semblable (Weight, 2023), avec l'exception notable de l'étude française Un chez-soi d'abord, qui a rapporté un contrebalancement des coûts égal au coût de l'intervention (Tinland *et al.*, 2020).

L'étude expérimentale française Un chez-soi d'abord est fortement inspirée, dans sa méthodologie, du projet canadien At Home/Chez Soi. Menée à Lille, Marseille, Paris et Toulouse, elle s'adressait à des personnes semblables aux participants à besoins élevés au Canada. Au cours d'une période de suivi de 24 mois, le coût moyen généré par les participants du groupe Logement d'abord (y compris le coût de l'intervention) était pratiquement égal à celui généré par ceux du groupe recevant les services habituels : 76 808 € contre 76 825 € (Tinland *et al.*, 2020). Cette différence avec le résultat comparable du projet At Home/Chez Soi (contrebalancement de 69 % des coûts de l'intervention plutôt que 100 %) semble lié en partie au fait que, dans l'étude française, 92 % des coûts des services résidentiels habituels ont été évités, contre 64 % au Canada. La cause de cette différence, toutefois, n'est pas claire.

Il n'a donc pas semblé utile de procéder à une nouvelle revue de la littérature sur ce sujet dans le cadre du présent projet. Il est bien établi que, du moins sur un horizon d'environ deux ans, une intervention de type Logement d'abord occasionne un contrebalancement significatif de coûts, notamment ceux d'hébergement d'urgence. Les coûts évités, toutefois, tendent à être inférieurs au coût de l'intervention sur un horizon d'environ deux ans.

Cependant, à plus long terme, il est possible qu'un contrebalancement de coûts plus important se réalise. Le mémoire de maîtrise de Hannah Rochon, utilisant des données du projet Chez Soi de Montréal pour calibrer un modèle de simulation de type Markov, a conclu que, sur un horizon de 10 ans, les participants Logement d'abord seraient en logement stable

pendant 1501 jours de plus que le groupe recevant les services habituels en moyenne, tandis que leurs coûts seraient inférieurs de 26 527 \$. Les participants Logement d'abord tendaient à se retrouver en plus grand nombre dans des appartements subventionnés – un certain nombre, de surcroît, devenant plus autonomes et ayant moins besoin de soutien –, alors que les participants des groupes témoins passaient plus de temps dans des logements instables plus coûteux. Une analyse de sensibilité univariée portant sur le taux d'autonomisation (c'est-à-dire la proportion de participants qui, après la seconde année, n'avaient plus besoin du soutien de l'équipe clinique, mais seulement du supplément au loyer), le taux d'escompte et la mortalité a été effectuée et a conclu que le Logement d'abord demeurerait plus efficace et moins coûteux sur des plages plausibles de ces paramètres (Rochon, 2020).

En revanche, une autre étude de modélisation réalisée à partir des données françaises conclut que, sur un horizon de 35 ans, le Logement d'abord parvient plus efficacement à augmenter la stabilité résidentielle des participants, mais coûte légèrement plus cher en moyenne sur cette longue période : 5,3 € par jour additionnel en logement stable (Lemoine *et al.*, 2021). Toutefois, pendant les 11 à 14 premières années (selon les hypothèses), le Logement d'abord coûtait moins cher que les services habituels; le coût augmentait progressivement par la suite, pour atteindre 30 € par jour additionnel en logement stable (Lemoine *et al.*, 2021). Les auteurs n'expliquent pas cette augmentation progressive du coût par jour.

Parmi ces études, les plus rigoureuses n'ont pas utilisé les années de vie ajustées pour la qualité (AVAQ – *quality-adjusted life years* ou QALY en anglais) comme mesure d'efficacité. Cela aurait permis d'évaluer le coût-efficacité de l'intervention en comparaison avec d'autres types d'intervention à caractère médical. Toutefois, le projet At Home/Chez Soi disposant d'un très grand échantillon n'a pas détecté de différence entre les groupes sur le plan des AVAQ (ou QALY). Une période de deux ans ne semble pas suffisante pour que la réintégration en logement, avec soutien psychosocial, améliore la santé de façon mesurable. On ne peut pas en conclure, cependant, que le Logement d'abord n'est pas coût-efficace. En effet, le Logement d'abord n'est pas en premier lieu un service de santé. Son objectif est d'améliorer la qualité de vie d'une personne sur plusieurs plans, à commencer par le logement. De la même façon, on ne justifie pas les dépenses sur les résidences pour personnes âgées principalement en termes d'AVAQ ou de QALY.

3.3 Contrebalancements de coûts associés au logement de transition

3.3.1 Question de recherche

On a eu beaucoup recours, au Québec comme ailleurs, au logement de transition comme approche pour loger les personnes en situation d'itinérance, ou pour éviter qu'elles ne le deviennent. Le logement de transition peut être offert, notamment, à des femmes fuyant la violence conjugale, à des jeunes ou à une population plus générale. La pertinence de logements spécialisés temporaires pour de nombreuses femmes fuyant la violence conjugale (maisons de première étape et de seconde étape) est largement reconnue (Eliadis *et al.*, 2022), particulièrement lorsque l'hébergement est jumelé à des services de soutien et à des soins basés sur une approche tenant compte des traumatismes (Yakubovich *et al.*, 2022). De même, l'adaptation aux jeunes du modèle Logement d'abord reconnaît

l'importance fréquente de logements de transition pour les jeunes (Gaetz, 2017), qui peuvent y faire des apprentissages significatifs dans leur cheminement vers un logement permanent. La pertinence du logement de transition pour les personnes en situation d'itinérance n'ayant pas de besoins spécifiques communs, et offrant donc des soutiens moins spécialisés, est cependant moins bien établie.

Nous avons ainsi voulu recenser l'ensemble des études ayant évalué le logement de transition sur le plan économique. La question de recherche était la suivante : quelles informations sont disponibles sur les contrebalancements de coûts associés au logement de transition, ou, plus généralement, sur les coûts des logements de transition?

3.3.2 Méthodes

Nous avons recherché des articles publiés dans la littérature scientifique internationale entre le 1^{er} janvier 2000 et la première semaine de juillet 2024 sur les bases de données EconLit, CINAHL, Medline, PsycInfo, Social Services Abstracts et Web of Science. Les mots-clés visaient à identifier des articles portant sur deux concepts : a) logement de transition et b) coûts ou analyse économique. À l'aide du logiciel Rayyan, deux réviseurs (AS et JL) ont examiné les résumés à l'aveugle, puis se sont concertés dans les cas de désaccord. Le chercheur principal (EL) était disponible pour trancher si nécessaire. Un des réviseurs (AS) a ensuite examiné une liste de documents provenant de la littérature grise qui avaient été relevés auparavant par l'équipe de recherche. Ce même réviseur a ensuite extrait les données. Le chercheur principal a révisé l'extraction de données.

3.3.3 Résultats

Initialement, 235 articles ont été récupérés. Parmi ceux-ci, 100 doublons ont été supprimés. Après la lecture des résumés, 128 articles ont été exclus. Sept articles complets ont ensuite été examinés, parmi lesquels 3 ont alors été exclus. Seulement quatre documents (trois articles scientifiques et un rapport issu de la littérature grise) remplissant les critères de sélection ont été découverts (Boullion et al., 2022; Gubits et al., 2018; Siskind et al., 2014; Spellman et al., 2010). Comme le démontrent les tableaux 3 et 4, ces quatre documents décrivent des études très différentes les unes des autres.

Trois des études sont d'un intérêt plus limité. Boullion *et al.*, qui évalue un logement de transition pour familles, n'offre pour intervention de comparaison que le placement en famille d'accueil, mais sans savoir combien des enfants ayant participé à l'évaluation y auraient été placés. Le coût du logement de transition est relativement faible. Quoique de beaucoup plus grande envergure, l'étude de Spellman *et al.* est aussi de nature purement descriptive. Le coût par mois du logement de transition parmi les sites ayant participé à l'étude varie de 813 \$ par famille par mois à Kalamazoo, au Michigan, à 4482 \$ par famille par mois à Houston; pour les individus, la fourchette est plus restreinte, de 870 \$ par mois à Jacksonville, en Floride, à 1654 \$ par mois à Houston. Comme rapporté au tableau 4, l'étude nous apprend aussi que les coûts du logement de transition tendaient à être plus élevés que ceux de l'hébergement d'urgence, du logement permanent avec soutien et d'un loyer au 40^e percentile (la référence utilisée pour déterminer le « *Fair Market Rent* » dans une ville). Seule exception, le coût de l'hébergement d'urgence était généralement plus élevé pour les familles, car celles-ci se faisaient attribuer un appartement.

Siskind *et al.* évaluent avec un devis quasi expérimental les effets d'un logement de transition de six mois pour des personnes ayant des troubles mentaux graves et en situation ou à risque d'itinérance. Sur le plan des hospitalisations, le logement de transition semble éviter des coûts encore plus grands que le coût du logement de transition et ce, durant un an après le séjour en logement de transition.

Parmi les quatre études relevées, celle de Gubits *et al.*, qui décrit l'étude connue sous le nom de *Family Options Study*, a la plus grande envergure. Elle s'intéressait particulièrement au logement de familles en situation d'itinérance (Gubits *et al.*, 2018).

Menée sur 12 sites situés dans différentes régions des États-Unis, elle a réparti au hasard 2282 familles recrutées dans des hébergements d'urgence en quatre groupes recevant des interventions différentes : des suppléments au loyer à long terme, des suppléments au loyer à court terme, du logement de transition avec soutiens psychosociaux sur place et les services habituels. Les *suppléments au loyer à long terme* étaient offerts principalement pour permettre aux familles de demeurer dans des appartements sur le marché locatif privé. De façon similaire au Programme de supplément au loyer Québec, les suppléments comblaient l'écart entre le loyer demandé et 30 % des revenus du ménage. À part l'aide pour trouver un logement, aucun soutien psychosocial n'était fourni. Les *suppléments au loyer à court terme* étaient offerts exclusivement pour aider les familles à se loger sur le marché locatif privé, mais ne duraient que 18 mois au maximum. Les suppléments devaient être renouvelés aux 3 mois. Ce bras expérimental offrait également aux familles un accompagnement de faible intensité visant à les aider à devenir autonomes. Le *logement de transition* offert pouvait avoir une durée maximale de 2 ans et comprenait un accompagnement intensif. Enfin, ces trois interventions étaient comparées directement aux *services habituels*.

Parmi les quatre bras expérimentaux, seule l'offre de suppléments au loyer à long terme s'est avérée efficace en comparaison avec les services habituels. À 20 et 37 mois, donc vers la fin du séjour en logement de transition et un an après, les participants ayant reçu un accès prioritaire aux suppléments au loyer à long terme avaient passé moins de temps en itinérance et avaient connu une plus grande sécurité alimentaire. Plusieurs mesures du bien-être des adultes et des enfants avaient également atteint un niveau supérieur à celui des autres groupes. Le coût global, du point de vue de la société, était plus élevé de 9 %. En revanche, peu de différences entre les deux autres groupes expérimentaux et les services habituels ont émergé (Gubits *et al.*, 2018).

3.3.4 Discussion

Parmi les quatre études, celle de Boullion *et al.* nous éclaire très peu sur les contrebalancements de coûts associés au logement de transition. Il n'y a aucun réel groupe de comparaison, puisqu'on mentionne que certains enfants auraient pu être placés en famille d'accueil, n'eût été le logement de transition, mais on ne peut savoir combien. Il est donc impossible de chiffrer les contrebalancements de coûts potentiels.

L'étude de Spellman *et al.* nous informe un peu plus, car elle nous apprend que le logement de transition tend à coûter plus cher que les interventions auxquelles il a été comparé. Toutefois, elle ne précise pas les bienfaits qu'en tirent les familles.

Siskind *et al.* utilisent un devis expérimental qui, en principe, nous informe mieux sur les effets du logement de transition étudié. Cependant, il est difficile de déterminer dans quelle mesure un certain suivi après le séjour en logement de transition aurait pu être responsable de cette diminution : on sait que le suivi intensif tend à réduire les hospitalisations au sein de la population visée par cette étude (Latimer, 1999). La combinaison de l'intensité de l'intervention pendant les six mois de séjour en logement de transition et un suivi plus léger par la suite pourrait avoir eu un effet semblable. Les auteurs remarquent aussi que les participants du groupe ayant reçu l'intervention étaient plus jeunes et avaient de plus longues durées d'hospitalisation que le groupe auquel ils avaient été appariés : la régression vers la moyenne pourrait expliquer au moins une partie de la diminution plus importante du nombre de jours d'hospitalisation dans le groupe ayant reçu l'intervention. Enfin, il est possible que le séjour en logement de transition ait véritablement eu cet effet, quoique la littérature sur les contrebalancements de coûts associés à un suivi de personnes ayant des troubles mentaux graves tende à conclure que le suivi doit durer pour que les contrebalancements se maintiennent (Stein & Santos, 1998).

Enfin, l'étude de Gubits *et al.* sur la *Familiy Options Study* – considérée très importante aux États-Unis en raison de sa rigueur et de son envergure – est la plus instructive relativement à notre question de recherche. Elle suggère que les services psychosociaux offerts dans les logements de transition n'engendraient pas de bénéfices pour les familles incluses dans l'étude. Dit autrement, le logement de transition se substituait à l'hébergement d'urgence mais sans autre bénéfice. Ce qui aidait les familles de l'étude, en comparaison avec les autres interventions évaluées et les services habituels, c'était plutôt les suppléments au loyer à long terme, sans suivi. Le coût était supérieur de 9 % à celui des services habituels.

Cela dit, il faut reconnaître que ces résultats s'appliquaient à des familles majoritairement dirigées par des mères monoparentales. Un soutien financier leur permettant de demeurer dans un logement stable a suffi à augmenter leur qualité de vie, et la disponibilité de soutiens psychosociaux dans un logement de transition ne les a pas aidées. Pour les personnes éprouvant des difficultés plus importantes – comme des dépendances et des problèmes de santé mentale significatifs –, il est bien établi que des soutiens psychosociaux sont importants (Shinn et Khadduri, 2020). La question demeure : ceux-ci devraient-ils être offerts dans le contexte de logements de transition ou de logements permanents?

Deux caractéristiques du logement de transition typique le distinguent du logement permanent avec soutien d'une équipe mobile tel que le modèle Logement d'abord (ou stabilité résidentielle avec accompagnement) : 1) des soutiens psychosociaux offerts sur place plutôt que par une équipe mobile; et 2) le fait que le logement soit transitoire et non permanent. Plusieurs études suggèrent que le logement transitoire est perçu de façon plus négative par ses résidents que le logement permanent : il ne procure pas à la personne la « sécurité ontologique » d'un logement permanent. Le concept de sécurité ontologique revêt une part de subjectivité. Toutefois, suivant (Padgett, 2007), qui s'appuie sur l'analyse de données qualitatives de Dupuis et Thorns (1998), on peut y associer quatre marqueurs : 1) le chez-soi (*home*) comme lieu prévisible (*constancy*) dans l'environnement spatial et matériel;

2) le chez-soi comme contexte spatial dans lequel les activités quotidiennes routinières s'effectuent; 3) le chez-soi comme lieu exempt de surveillance, permettant un sentiment de contrôle que n'offrent pas d'autres lieux; et (4) le chez-soi comme base sur laquelle on peut compter (*secure*) et autour de laquelle les identités de la personne se construisent (Dupuis & Thorns, 1998). Ces marqueurs se retrouvent dans un logement permanent, même un appartement loué (Padgett, 2007). En revanche, une durée limitée en logement engendre une *insécurité* ontologique (Plage et al., 2023). Une autre étude qualitative effectuée cette fois auprès d'intervenants dépeint leur approche envers les résidents de logements transitoires comme orientée vers l'acquisition d'habiletés, mais punitive envers les résidents qui ne se conforment pas à leurs attentes. Les intervenants de programmes Logement d'abord, même au sein d'une même agence, étaient en revanche beaucoup plus permissifs envers les participants, mais tendaient à se contenter du fait qu'ils demeurent dans un état stable (Tiderington, 2017). Néanmoins, tel que cela a déjà été mentionné, dans la grande étude canadienne sur le Logement d'abord At Home/Chez Soi, les participants du groupe Logement d'abord tendaient à avoir des trajectoires de vie marquées par divers changements positifs au cours des 18 mois suivant leur entrée en logement (Nelson et al. 2015).

En bref, du point de vue des usagers, le logement permanent semble préférable au logement de transition sur le plan de la sécurité ontologique. Il permet une amélioration globale de leur qualité de vie. Selon le nombre de participants par intervenant et la qualité relative (plus précisément, le coût relatif) du logement permanent, celui-ci peut être plus ou moins cher que le logement de transition. Une évaluation plus approfondie des arbitrages entre les deux serait utile. En attendant, il semble raisonnable d'adopter un biais envers le logement permanent, considérant l'expérience de vie plus positive qu'il offre aux résidents.

On pourrait se demander si cette conclusion générale s'applique également aux jeunes. Les besoins des jeunes en situation d'itinérance ou à risque de le devenir sont différents de ceux d'adultes plus âgés dans la même situation : ils tendent à avoir moins d'éducation, plus d'expériences de victimisation, plus de problèmes de consommation et plus de difficultés à accéder à des services (Kozloff et al., 2016). Jusqu'à récemment, les approches au logement pour les jeunes les plus souvent discutées dans la littérature étaient le logement de transition, le logement permanent avec soutien et le relogement rapide, les intervenants œuvrant selon ces différentes approches – souvent offertes à des jeunes aux caractéristiques comparables – étant animés par des philosophies d'intervention souvent différentes et mal définies (Semborski et al., 2020). Plus récemment, une approche synthétique a commencé à émerger : le Logement d'abord pour jeunes (*Housing First for Youth* ou *HF4Y*), dans lequel un accompagnement perdure, s'il le faut, pendant des années jusqu'à ce que le jeune se retrouve en logement permanent (Gaetz, 2017; Gaetz et al., 2023). Une revue de portée (*scoping review*) de la littérature relativement récente suggère qu'un plus grand nombre d'études est nécessaire pour pouvoir comprendre le type de logement le plus efficace pour tel groupe de jeunes (Semborski et al., 2021). Nous sommes encore loin de pouvoir démêler les arbitrages économiques entre ces différentes approches au logement des jeunes. Néanmoins, à défaut de données probantes, il semble raisonnable d'affirmer que : 1) on peut favoriser le sentiment de sécurité ontologique des jeunes, comme

celui des adultes, en privilégiant les milieux de vie dans lesquels ils peuvent demeurer sans limite de temps; 2) comme le font les pratiques fondées sur les données probantes pour les adultes, il est souhaitable d'offrir aux jeunes un accompagnement flexible sur les plans de l'intensité et des types de soutien offerts, en tenant compte des préférences qu'ils expriment. L'ajustabilité de l'intensité des services tend aussi à augmenter leur efficience (Latimer, 1999; Latimer, 2005).

Tableau 3. Caractéristiques des études rapportant des aspects économiques de logements de transition

Auteurs (année)	Lieu	Devis	Population	Échantillon	Proportion d'hommes	Intervention	Groupe témoin ou de comparaison
Boullion A. <i>et al.</i> (2022)	Ville de 94 000 habitants dans le nord de la Californie	« Approche écologique de système » Suivi longitudinal	Familles en situation d'itinérance (33 % chronique), le plus souvent menées par une mère monoparentale. Deux ou trois enfants par famille en général.	133 familles	Non précisé. 83 % des familles étaient monoparentales, le parent étant le plus souvent la mère	Appartements individuels (n=60) sur un site avec divers services pour adultes et enfants, visant la santé et l'autonomie. Durée totale de 12 à 30 mois. Phase 1 (intensive, 12 à 18 mois) : 27 familles; Phase 2 (plus autonome, 6 à 12 mois) : 31 familles ^a .	S. O.
Gubits <i>et al.</i> (2018)	12 sites aux États-Unis	Essai contrôlé randomisé, quoiqu'à chaque site, les 3 interventions n'étaient pas nécessairement disponibles. Toutes les comparaisons sont entre une intervention expérimentale et les services habituels.	Familles récemment en situation d'itinérance (souvent monoparentales), avec deux enfants ou plus	2282 familles recrutées dans des hébergements d'urgence. 293 se sont retrouvées en logement de transition et leurs résultats ont été comparés à ceux de 259 familles recevant les services habituels.	3,8 % des répondants étaient des hommes sans conjointe présente. 91,8 % des répondants adultes étaient des femmes.	Accès prioritaire aux trois interventions actives, y compris le logement de transition, lorsque disponibles sur un site et lorsque la famille y était admissible. Les logements de transition étaient de différentes natures selon le site, mais toujours avec un soutien intensif sur place. Durée de séjour jusqu'à 2 ans en principe, quoiqu'en pratique, certaines familles pouvaient rester plus longtemps.	Les services habituels comprenaient l'hébergement d'urgence et les services à court terme, mais les participants pouvaient recevoir n'importe quel service.
Siskind (2013)	Brisbane, Australie	Devis quasi expérimental rétrospectif avec groupe de comparaison. Ajustements statistiques pour différences initiales entre groupes.	Personnes ayant un trouble mental grave en situation d'itinérance ou à risque de le devenir.	Logement de transition : n = 113 Groupe de comparaison : n=139	70 % hommes (79/113)	Programme de logement de transition de 6 mois ou un peu plus, dans des appartements dispersés de 2 chambres à coucher. Le programme était destiné aux patients de deux districts hospitaliers adjacents.	Groupe de patients appariés servis par deux districts hospitaliers adjacents aux deux autres.
Spellman (2010)	6 sites aux États-Unis	Analyse descriptive des coûts associés à des épisodes d'itinérance	Individus et familles vivant un premier épisode d'itinérance	7502 individus 1374 familles	Dépendamment du site, de 73 % à 81 % des individus seuls étaient des hommes; de 82 % à 90 % des familles avaient un seul parent présent, la mère.	Logement de transition	Hébergement d'urgence, logement permanent avec accompagnement.

Notes : ^a L'article laisse supposer que, dans bien des cas, une même famille a participé aux phases 1 et 2, mais ne précise pas ce que les familles autres que les 27 familles ayant fait la phase 1 ou les 31 familles ayant fait la phase 2 (qui auraient dans bien des cas été la même famille) ont reçu comme intervention. Une communication personnelle provenant de la première auteure (22 juillet 2025, par courriel) indique que certaines familles n'auraient pas participé à la phase 1 ou 2 et auraient été considérées comme « *unsuccessful* ».

Tableau 4. Résultats des études rapportant des aspects économiques de logements de transition (début)

Auteurs (année)	Durée du suivi	Monnaie	Nature de l'évaluation économique	Résultats	Commentaires
Boullion, A. <i>et al.</i> (2022)	Jusqu'à 30 mois	\$ US (année non spécifiée)	Seul le coût du logement de transition est comptabilisé et comparé au coût du placement d'un enfant dans une famille d'accueil. Le coût du logement de transition ne tient compte que du coût de fonctionnement du logement (entretien, utilitaires, salaires, services administratifs). Les bâtiments avaient été achetés et leur coût d'opportunité (coût d'achat) est ignoré.	Entre 1000 \$ US et 1100 \$ US par famille par mois en moyenne, contre 8737 \$ US/enfant/mois dans une famille d'accueil.	Les auteurs ne savent pas combien d'enfants auraient été placés en l'absence du programme.
Gubits, D <i>et al.</i> (2018)	20 et 37 mois	\$ US (2013)	18 mesures préétablies sont rapportées : 4 portant sur la stabilité résidentielle (p. ex., tout séjour en hébergement d'urgence entre 7 et 18 mois ou entre 21 et 32 mois), 3 sur la préservation de l'unité familiale (p. ex., séparation d'un enfant dans les 6 derniers mois), 4 sur le bien-être des adultes (p. ex., détresse psychologique), 4 sur celui des enfants (p. ex., problèmes de comportement) et 3 sur l'autonomie (p. ex., revenu familial). Seuls les coûts associés au logement (y compris suppléments au loyer, hébergement d'urgence) et aux supports inclus avec le logement (pour le logement de transition et le logement à court terme) sont comptabilisés. Ces coûts sont estimés à partir de données administratives collectées soit par le département fédéral Housing and Urban Development, soit par les programmes eux-mêmes. Les services de santé et les services sociaux, les interactions avec le système judiciaire, n'ont pas été mesurés.	Moins de familles en logement de transition que dans les services habituels ont utilisé de l'hébergement d'urgence jusqu'à 32 mois; moins ont été en situation d'itinérance jusqu'à 20 mois. Pas de différence statistiquement significative pour les autres mesures de bien-être des adultes ou des enfants ni pour l'autonomie. Les familles assignées au groupe services habituels ont coûté environ 41 000 \$ US durant les 37 mois de l'étude. Pas de différence significative avec le groupe ayant eu un accès prioritaire au logement de transition.	L'étude ne soutient pas l'hypothèse que des services psychosociaux offerts aux familles dans le cadre de logements de transition sont bénéfiques. Le groupe ayant bénéficié le plus est celui ayant reçu des suppléments au loyer à long terme sans soutien psychosocial, pour un coût supérieur de 9 % comparé aux services habituels.
Siskind (2013)	1 an avant la date index ^a et 1 an après le départ du logement de transition (intervention) ou le congé de l'hôpital (groupe de comparaison)	\$ US (convertis à partir de dollars australiens en utilisant la parité du pouvoir d'achat) (2009)	L'analyse des coûts repose sur des données administratives comprenant les jours d'hospitalisation, les visites à l'urgence et le coût du programme de logement de transition. Par ailleurs, le score sur le HoNOS (Health of the Nation Outcome Scale) a été collecté et certains éléments du HoNOS analysés séparément : suicidalité, abus de substances et problèmes avec les conditions et services dans le milieu de vie.	Pas de différence sur les mesures tirées du HoNOS, à part une amélioration sur l'élément « Problèmes avec les conditions et services dans le milieu de vie ». Le coût de l'intervention, 13 497 \$ US par participant, était plus que contrebalancé par la réduction du coût des hospitalisations, 17 348 \$ US.	Participants du groupe ayant reçu l'intervention plus jeunes et ayant de plus longues durées d'hospitalisation antérieures. Coûts de services externes autres que ceux associés au logement de transition non mesurés.

Notes : ^a Date index : date d'entrée en logement de transition (pour les patients admis au programme de logement de transition à partir de la communauté) ou date d'admission à l'hôpital précédant l'entrée en logement de transition (pour les patients admis au programme de logement de transition immédiatement après le congé d'une hospitalisation et pour les patients du groupe de comparaison).

Tableau 4. Résultats des études rapportant des aspects économiques de logements de transition (fin)

Auteurs (année)	Durée du suivi	Monnaie	Nature de l'évaluation économique	Résultats	Commentaires
Spellman (2010)	18 mois Durée de séjour moyenne pour les familles en logement de transition (8 – 18 mois) Durée Moyenne pour les individus (4 – 12 mois)	\$ US (2006)	Deux ensembles de coûts ont été calculés : ceux pour le système s'adressant exclusivement aux personnes en situation d'itinérance (p. ex., hébergement d'urgence) et ceux s'adressant à une population plus large (services de santé et judiciaires). Les coûts s'adressant à une population plus large ne sont pas rapportés selon le type de logement.	Coûts du logement de transition par individu par mois : Des Moines, IA : 1018 – 1492 \$ US Houston, TX : 1654 \$ US Jacksonville, FL: 870 \$ US Coûts du logement de transition par famille par mois : Washington, D.C. : 2146 – 2188 \$ US Houston : 1940 – 4482 \$ US Kalamazoo, MI : 813 \$ US Nord de la Caroline du Sud : 1209 \$ US (Coûts du logement lui-même et des services fournis sur place.)	Les coûts du logement de transition tendent à être plus élevés que ceux de l'hébergement d'urgence, du logement permanent avec soutien et d'un loyer au 40 ^e percentile. Une exception : le coût de l'hébergement d'urgence est généralement plus élevé pour les familles, car celles-ci se font attribuer un appartement.

3.4 Influence de l'assistance sociale sur l'emploi et l'itinérance

3.4.1 Question de recherche

La question de recherche principale considérée dans cette section est la suivante : une augmentation de l'assistance sociale augmente-t-elle l'itinérance? De façon secondaire, parce qu'on peut penser que ce serait le mécanisme par lequel un tel lien de causalité s'exercerait, nous sommes aussi intéressés à cette question : une augmentation de l'assistance sociale réduit-elle la participation au marché du travail au sein de cette population?

Au Québec, en vertu de la *Loi sur l'aide aux personnes et aux familles* (LAPF), les programmes d'assistance sociale désignent l'ensemble des programmes qui soutiennent les personnes dont les ressources ne suffisent pas à couvrir les besoins essentiels (page 29). Son objectif est de fournir aux gens une aide financière de base et de les encourager à intégrer le marché du travail, dans les cas qui le permettent. Cette aide est offerte par le ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MESS), à travers quatre principaux programmes : 1) le Programme d'aide sociale, qui s'adresse aux personnes n'ayant pas de contrainte sévère à l'emploi; 2) le Programme de solidarité sociale, qui soutient les personnes ayant des contraintes sévères à l'emploi, comme attesté par une évaluation médicale ou psychosociale²; 3) le Programme objectif emploi, qui vise plus spécifiquement les personnes admissibles pour une première fois au Programme d'aide sociale³; et 4) depuis le 1^{er} janvier 2023, le Programme de revenu de base, qui accorde une aide financière bonifiée (jusqu'à 40 % plus élevée que celle prévue aux autres programmes d'assistance sociale à des personnes qui présentent des contraintes sévères et persistantes à l'emploi (LégisQuébec, 2025).⁴ Outre la reconnaissance de contraintes à l'emploi, plusieurs autres éléments influencent le montant des prestations et l'accès aux différents programmes.⁵

² Avec l'adoption du projet de loi 71 en novembre 2024, il est prévu qu'à compter d'avril 2026, les notions de contraintes à l'emploi soient remplacées par des notions de contraintes de santé. L'évaluation médicale sera par ailleurs élargie à d'autres professions du domaine de la santé et des services sociaux.

³ Avec l'adoption du projet de loi 71, il est prévu que l'accès au Programme objectif emploi soit élargi aux personnes qui reviennent sur l'aide sociale (qui y ont eu accès dans le passé), mais qui n'avaient pas eu accès au Programme objectif emploi la première fois.

⁴ En 2025, les montants des prestations mensuelles d'aide sociale, de solidarité sociale et du revenu de base pour une personne seule sont respectivement de 829 \$, 1294 \$ et 1673 \$. Pour deux personnes en couple, ces montants sont respectivement de 1258 \$, 1898 \$ et 2618 \$ (montants affichés sur le site du Gouvernement du Québec, 3 septembre 2025).

⁵ Par exemple, la valeur des avoirs liquides (qui peuvent disqualifier les demandeurs ou pénaliser les prestataires au-delà d'un certain seuil), la situation familiale (habiter avec son conjoint ou sa conjointe réduit le montant des prestations individuelles, avoir des enfants à charge l'augmente), les revenus d'emploi (pénalité lors de revenus supérieurs à 200 \$) ou le fait de recevoir des services en toxicomanie en centre de réadaptation, condition pour laquelle les frais d'hébergement sont considérés (Éducaloi. (s. d.). *Aide sociale : à savoir avant de faire une demande*. Extrait le 30 août 2025 de <https://educaloi.qc.ca/capsules/aide-sociale-avant-faire-demande/>; et Gouvernement du Québec. (2025). *Montants des prestations de solidarité sociale chaque mois*.

L'assistance sociale (terme désignant l'un ou l'autre des quatre programmes mentionnés plus haut) est souvent la principale source de revenus des personnes en situation d'itinérance. Au Québec, les données du dénombrement de 2022 appuient cette affirmation : l'assistance sociale était en effet la source de revenus la plus fréquemment déclarée par les personnes en situation d'itinérance (PSI) (62 % des répondants ont déclaré en bénéficiaire), suivie de loin par la rémunération liée à l'emploi (16 % des répondants) (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023). L'idée de « dépendance à l'assistance sociale », selon laquelle l'assistance sociale est un obstacle à la sortie de la rue par son effet hypothétiquement démobilisant sur la recherche d'emploi, fait débat depuis de nombreuses années (Porter, 2024). La suggestion implicite de cette idée est que l'absence, la réduction ou la restriction supplémentaire de l'assistance sociale aurait pour effet d'augmenter la motivation des PSI à se trouver un emploi et ainsi à sortir de l'itinérance. Selon la position opposée, exprimée par plusieurs professeurs, chercheurs et organisations de lutte à la pauvreté, la solution ne consiste pas à restreindre l'assistance sociale, mais plutôt à l'améliorer en augmentant les montants alloués et en proposant des programmes qui répondent aux besoins des prestataires (Larivière & Petitclerc, 2023; OQI, 2023). La manière dont le gouvernement devrait envisager cette question n'est pas claire. C'est pourquoi une recherche bibliographique a été menée afin de trouver des documents permettant de comprendre les associations entre le niveau des prestations d'aide financière de dernier recours, l'itinérance et l'emploi.

3.4.2 Méthodes

Dans le but de répondre à la première question, une agente de recherche (HM) a effectué une recherche systématique avec le soutien professionnel d'une bibliothécaire dans la base de données Web of Science. Les articles publiés dans la littérature scientifique internationale entre les années 2000 et 2022 ont été recherchés à l'aide des mots-clés suivants : Homeless* OR Houseless* OR Shelter* OR « Housing Insecur* » OR « street involved » et « welfare » OR « social assistance » OR « government assistance » OR « income support ». Sur la base des titres et des résumés, cette recherche a mené à la sélection de huit articles, dont un seul s'est avéré pertinent après un examen complet (Parolin, 2021). Devant la rareté des sources d'informations trouvées, une auteure du présent rapport (KP) a élargi la démarche et mis à jour la recherche en mai 2024. Elle a utilisé Google Scholar, à l'aide des mots-clés « social assistance » OR « welfare » OR « employment » OR « incentive » OR « disincentive » AND « homeless* », et complété la recherche par une méthodologie « boule de neige » consistant à explorer la liste des références des articles sélectionnés. Cette deuxième démarche a mené à l'identification de huit documents supplémentaires, sélectionnés sur la base des titres et des résumés, dont cinq – l'un d'entre eux, ayant la nature d'un essai, n'ayant pas été conservé dans le premier examen de la littérature – ont été retenus après lecture complète

Extrait le 3 septembre 2025 de <https://www.quebec.ca/famille-et-soutien-aux-personnes/aide-sociale-et-solidarite-sociale/information-aide-financiere/montants-prestations-solidarite-sociale>).

(Bramley & Wood, 2024; Clarke, 2023; Dwyer et al., 2023; Locks & Thuilliez, 2023; Shinn, 2007). Ainsi, six documents ont été considérés pour répondre à la première question.

3.4.3 Résultats

Les résultats des trois articles originaux ayant exploré l'influence de l'assistance sociale sur l'itinérance sont décrits ci-après (Dwyer et al., 2023; Locks & Thuilliez, 2023; Parolin, 2021). Les autres sources pertinentes, soit des recensions de la littérature internationale sur le sujet (Bramley & Wood, 2024; Shinn, 2007) ainsi qu'une analyse théorique (Clarke, 2023), sont synthétisées par la suite. Quant à la question secondaire portant sur l'influence de l'assistance sociale sur la participation au marché de travail, elle est abordée en discussion seulement.

Pour étudier l'impact de programmes d'aide au revenu sur la proportion de familles en situation d'itinérance, Parolin (2021) a utilisé les statistiques sur l'itinérance étudiante colligées par le Department of Education dans l'ensemble des États américains pour chacun des districts scolaires publics, couplées aux informations de la base de données de l'University of Kentucky Center on Poverty Research (UKCPR) concernant l'accessibilité à différents programmes d'aide au revenu (Parolin, 2021). À partir de modèles de régression multiniveaux longitudinaux, il a montré qu'un meilleur accès à l'aide financière du programme Temporary Assistance for Needy Families (TANF) entre 2014 et 2018 a réduit les niveaux d'itinérance familiale significativement ($p < 0,01$) et que la réduction est particulièrement forte pour les districts scolaires où la proportion d'Afro-Américains et d'Américains autochtones est plus élevée (effet d'interaction significatif). Plus précisément, une augmentation de 10 points de pourcentage de l'accessibilité à l'aide au revenu du programme TANF entraîne une réduction de l'itinérance familiale de 0,2 point de pourcentage. En utilisant comme cas de figure la différence entre un État américain avec accès très faible au TANF (celui du Wyoming, où environ 1 % des familles en situation de pauvreté bénéficie du programme) et le niveau observé d'accès le plus élevé (Rhode Island, 40 %), l'analyse indique que cet accès accru au TANF représente une réduction de plus de 500 000 enfants en situation d'itinérance chaque année scolaire.

En France, Locks & Thuilliez (2023) se sont intéressés à l'association entre l'accessibilité au Revenu de solidarité active (RSA) et l'itinérance chez les jeunes adultes (22-27 ans). Le RSA est un programme d'aide financière destiné aux ménages à faible revenu aptes à travailler (aide financière de dernier recours pour les ménages sans revenu d'emploi, ou revenu complémentaire pour les ménages en emploi). Il couvre environ 2 millions de ménages en France. Les auteurs utilisent la méthode de régression sur discontinuité (*regression discontinuity design*) pour exploiter la variabilité dans les critères d'admissibilité au programme, qui s'avère très difficile d'accès pour les moins de 25 ans, ce qui cause un « saut » dans l'accessibilité à partir de 25 ans. Les résultats montrent que le RSA réduit de 20 % le taux d'itinérance entre 22 et 27 ans ($p < 0,001$). Ce résultat est dû principalement aux nouveaux bénéficiaires du RSA dont la probabilité de devenir un locataire régulier augmente après l'âge de 26 ans grâce à l'obtention d'un supplément au loyer complémentaire. Les auteurs expliquent que, dans la majorité des cas, le RSA est nécessaire pour

montrer la capacité des locataires à payer le loyer réduit et, ensuite, pour obtenir le supplément au loyer; autrement dit, sans le RSA, plusieurs ne se qualifient pas pour le supplément au loyer en raison d'un manque de revenu. Les auteurs ont vérifié que l'impact sur la réduction de l'itinérance est bel et bien attribuable au RSA et non au supplément au loyer à l'aide de plusieurs méthodes statistiques, et les résultats s'avèrent robustes. Le RSA réduit également la probabilité de devoir demander de l'aide alimentaire ($p < 0,05$) et utiliser de l'hébergement d'urgence ($p < 0,001$). En discussion, les auteurs présentent l'argument voulant qu'il soit plus difficile de sortir de l'itinérance avec un (faible) revenu donné que de prévenir l'itinérance avec ce même revenu, soulignant au passage que leurs résultats montrent le potentiel préventif du RSA sur l'itinérance. Cet argument est appuyé par d'autres études montrant que, pour sortir de l'itinérance, une personne ou une famille doit payer des coûts fixes : frais de déménagement, achat de biens essentiels de base, dépôt de garantie, etc. Cela signifie qu'une personne disposant d'un revenu positif peut être piégée dans l'itinérance alors qu'avec un même revenu, elle serait restée logée si tel avait été son état initial (Cobb-Clark *et al.*, 2016; O'Flaherty, 2012).

L'impact d'un transfert d'argent unique sur la stabilité résidentielle a été testé à l'aide d'un essai contrôlé randomisé par grappes dans la ville de Vancouver, en Colombie-Britannique, dans lequel des adultes en situation d'itinérance ont été assignés aléatoirement à recevoir (ou non) un transfert d'argent unique et inconditionnel de 7500 \$ CA (en dollars de 2016) (Dwyer *et al.*, 2023). Le transfert a été versé en un paiement forfaitaire déposé dans un compte bancaire appartenant à chaque individu afin de maximiser la liberté d'achat et le pouvoir de décision (p. ex. pour le loyer ou des biens durables), ce que des versements répétés plus modestes ne permettent pas. Afin d'éviter l'imposition de pénalités, les auteurs ont conclu une entente avec le gouvernement provincial de la Colombie-Britannique pour que le transfert n'ait aucune incidence sur les prestations existantes ou futures des participants. Au total, 115 PSI ont été recrutées (55 PSI dans le groupe intervention « transfert d'argent unique », 60 PSI dans le groupe témoin « sans transfert »). Les personnes recrutées devaient se trouver en situation d'itinérance depuis moins de 2 ans; 43 % d'entre elles présentaient un diagnostic de problème de santé mentale et 13 % déclaraient des troubles liés à l'usage de substances.

Les résultats indiquent que, sur une période d'un an, les personnes ayant reçu le transfert en argent ont passé en moyenne 99 jours de moins en situation d'itinérance (p. ex., refuges, rue) ($p < 0,001$) et 55 jours de plus en logement stable (p. ex., appartement) ($p < 0,1$), comparativement au groupe témoin. Cette différence dans le nombre de jours « hors itinérance » et « logement stable » s'explique par des transitions intermédiaires à l'intérieur d'autres types de logements (p. ex., logement de transition, institutionnel). Sur le plan financier, les bénéficiaires du transfert ont épargné davantage (1160 \$) ($p < 0,05$) et augmenté leurs dépenses mensuelles par rapport au groupe témoin ($p < 0,001$) pour des biens durables (p. ex., meubles, voiture), le loyer, la nourriture et les transports. Fait important, les dépenses liées aux biens dits « de tentation » (c.-à-d. alcool, drogues, cigarettes) ne différaient pas entre les groupes (mesure par autodéclaration). Les analyses suggèrent que les bénéfices en matière de stabilité résidentielle et de dépenses ont été immédiats – visibles dès les trois premiers mois suivant le transfert –, mais se sont atténués au fil du temps, à mesure que le

groupe témoin parvenait progressivement à une certaine stabilité. Le transfert d'argent n'a pas eu d'effet global sur l'emploi, et le seul effet négatif observé a été une diminution du sentiment de connexion sociale à 9 mois possiblement liée au fait de déménager dans un nouveau milieu de vie et une nouvelle communauté, à l'écart du refuge. Les auteurs soulignent que les résultats ne sont pas nécessairement généralisables aux personnes en situation d'itinérance chronique ou présentant des niveaux plus sévères de consommation de substances, d'alcool ou de symptômes psychiatriques. Un autre facteur contextuel important est que l'étude a été menée durant le développement de logements modulaires à Vancouver, ce qui a pu faciliter l'accès au logement stable pour les bénéficiaires du transfert.

Dans un chapitre traitant de l'itinérance sous l'angle économique, Bramley & Wood (2024) présentent un ensemble de perspectives théoriques appuyées empiriquement qui soutiennent l'argument voulant que les pays plus égalitaires dotés d'une meilleure infrastructure de protection et de sécurité sociale aient globalement moins d'itinérance (Benjaminsen & Andrade, 2015; Stephens & Fitzpatrick, 2007; Stephens et al., 2010; Toro et al., 2007), cités dans (Bramley & Wood, 2024). Dans ces pays, les auteurs notent en particulier des taux plus faibles d'itinérance familiale et une relation moins forte avec les dynamiques des marchés du travail et du logement, tout en remarquant, au sein de la population itinérante, une proportion plus élevée de personnes ayant des besoins complexes. Cela rejoint les propos de Shinn (2007) qui, à travers un modèle conceptuel basé sur une revue de la littérature internationale, illustre que la relation causale entre la pauvreté (particulièrement la pauvreté tout au long de la vie ou *lifetime poverty*) et l'itinérance est modérée par les programmes de sécurité sociale, comme l'assistance sociale et le soutien au loyer, notamment en réduisant efficacement les mécanismes d'exclusion sociale et de discrimination qui contribuent à l'itinérance (Shinn, 2007).

En s'appuyant sur les arguments classiques de Richard Titmuss, qui plaide en faveur d'une protection sociale de type universaliste, Clarke (2023) défend l'idée qu'un revenu universel de base permettrait de s'attaquer à la composante « revenu » de l'enjeu plus large de l'abordabilité du logement, en offrant une sécurité financière aux personnes à risque de basculer vers l'itinérance, y compris les personnes occupant un emploi précaire et les personnes qui bénéficient de l'assistance sociale (Clarke, 2023). Par sa nature inconditionnelle, le revenu universel de base éliminerait le risque d'itinérance qui découle de l'insécurité associée à la conditionnalité et aux sanctions qui régissent souvent les programmes d'assistance sociale (argument appuyé par des données québécoises (Fortin et al., 2021)). Il pourrait également réduire la stigmatisation liée aux mesures ciblées, en étant versé à tous, sans distinction, et donc sans signification implicite de « mérite » ou « d'échec personnel ». Clarke (2023) insiste toutefois sur le fait que la mise en œuvre d'un revenu universel de base de manière isolée rendrait son impact sur l'itinérance tributaire de l'état du marché du logement. Les gains réalisés pourraient facilement être annulés en faisant grimper les loyers et en rendant la concurrence de plus en plus difficile pour les ménages à faible revenu, particulièrement au sein du parc restreint de logements abordables. Pour ces raisons, l'auteur soutient que des mesures comprenant des investissements à grande échelle dans le logement

social et le contrôle des loyers doivent absolument accompagner la mise en œuvre d'un revenu universel de base.

3.4.4 Discussion

Trois études originales rigoureuses (Dwyer *et al.*, 2023; Locks & Thuilliez, 2023; Parolin, 2021), dont deux développées selon un devis longitudinal (Dwyer *et al.*, 2023; Parolin, 2021), montrent qu'une augmentation des montants de l'assistance sociale ne contribue pas à une augmentation de l'itinérance, du moins pour certains groupes précis. Au contraire, différentes formes d'assistance sociale, dont l'aide au revenu, un transfert d'argent unique et le supplément au loyer, ont pour effet de prévenir et de réduire l'itinérance dans une certaine mesure, particulièrement chez les groupes étudiés : familles avec enfants d'âge scolaire, jeunes adultes et adultes en situation d'itinérance dits « relativement fonctionnels » (sans problème sévère de santé mentale ni de trouble sévère lié à l'usage de substances). Il est possible que ces conclusions ne soient pas généralisables à l'ensemble de la population itinérante, dont certains sous-groupes présentent des besoins socioéconomiques et de santé complexes, tels des dépendances, qui peuvent influencer l'efficacité des interventions (Aubry *et al.*, 2020; Benjaminsen, 2023).

Qu'une amélioration de l'accès à l'assistance sociale ou une augmentation des montants que celle-ci offre tende à réduire l'itinérance pourrait s'expliquer tout simplement par le fait qu'avoir son propre logement est, pour la plupart des gens, un besoin fondamental. Ces personnes privilégieront l'utilisation de leurs moyens financiers pour maintenir un logement. On note d'ailleurs, dans les programmes de type Logement d'abord, que de nombreux participants, comme Ulysse se faisant attacher au mât de son navire, choisissent ou au moins acceptent que la part de leur chèque d'assistance sociale devant être utilisée pour leur contribution à leur loyer soit prélevée automatiquement au début du mois.

Est-ce que, pour les PSI, une augmentation des revenus d'assistance sociale découragerait l'obtention d'un emploi? Cela serait un effet indésirable, car on peut supposer que l'obtention d'un emploi, tant qu'il génère des revenus suffisants pour pouvoir couvrir sa part d'un loyer, peut permettre une sortie durable de l'itinérance (Lkhagvasuren & Tuvaandorj, 2025) et réduire les dépenses de l'État. Sans avoir fait de recension systématique de la littérature portant sur cette question précise, qui dépasse le mandat du présent rapport, nous avons trouvé peu d'études pour aider à résoudre cette question.

Le projet At Home/Chez Soi, déjà discuté à la section 3.2, n'impliquait pas de changement des montants de l'assistance sociale en tant que tel, mais accordait aux participants du groupe expérimental un supplément au loyer leur permettant d'avoir leur propre appartement, ce qui revenait à une augmentation de l'assistance sociale pour ces individus. L'intervention a provoqué presque immédiatement une légère réduction de la participation au marché du travail, qui s'est

toutefois résorbée progressivement, en comparaison avec le groupe témoin, au cours des deux années suivantes (Poremski, Stergiopoulos, *et al.*, 2016). Un phénomène semblable a été observé sur le terrain à Cleveland : une fois logées de façon durable, les personnes peuvent se désintéresser du travail⁶.

Cet effet désincitatif modeste de l'assistance sociale sur l'emploi est cohérent avec d'autres résultats provenant de la population générale, suggérant que les jeunes hommes moins scolarisés – comme de nombreuses personnes en situation d'itinérance – sont particulièrement susceptibles de réduire leur participation au marché du travail si les prestations d'assistance sociale augmentent (Bargain & Doorley, 2011; Lemieux & Milligan, 2008). Cela peut-il être compensé par une intervention individualisée pour motiver et aider les personnes qui étaient en situation d'itinérance à obtenir et à conserver un emploi?

À Montréal, toujours dans le cadre du projet At Home/Chez Soi, une sous-étude expérimentale sur le soutien à l'emploi de type *Individual Placement and Support* (IPS) (Drake *et al.*, 2012) a tenté de répondre à cette question. Le soutien à l'emploi IPS a été initialement conçu pour les personnes ayant des troubles mentaux graves et s'est avéré très efficace auprès de cette population, y compris au Québec (Drake & Bond, 2023; Latimer *et al.*, 2006). En bref, il s'agit d'offrir aux personnes qui souhaitent intégrer le marché du travail régulier un accompagnement spécialisé intensif (maximum 20 personnes suivies à la fois par conseiller en emploi) visant à les aider à obtenir un emploi qui leur convient sur les plans, notamment, du type d'emploi, du nombre d'heures par semaine et de la localisation géographique. La sous-étude menée dans le contexte du projet At Home/Chez Soi a conclu qu'une intervention de ce type peut aider des personnes qui avaient été en situation d'itinérance et récemment été logées à intégrer le marché du travail régulier durant une période d'observation de huit mois pendant laquelle le programme était assez bien implanté. Cependant, les résultats étaient moins probants qu'avec la population ayant des problèmes de santé mentale graves, mais généralement sans passé récent en situation d'itinérance (Poremski *et al.*, 2015; Poremski, Whitley, *et al.*, 2016). Cette étude fait écho à d'autres ayant conclu qu'un accompagnement individualisé de type IPS peut aider des personnes qui ont été en situation d'itinérance à intégrer le marché du travail régulier (Campbell *et al.*, 2011; LePage *et al.*, 2021). C'est d'ailleurs cette observation empirique qui sous-tend la mesure 8.2 du Plan d'action interministériel en itinérance, qui vise à faire en sorte que le soutien à l'emploi IPS devienne accessible aux personnes en situation d'itinérance (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2021).

Par ailleurs, il est important de souligner que les études s'étant intéressées aux expériences des prestataires d'assistance sociale plus largement pointent vers des déterminants structurels plutôt que des raisons motivationnelles comme principales barrières à l'emploi (discrimination, problèmes de transport, processus complexe de reconnaissance des contraintes, décalage entre les exigences des programmes à l'emploi et les besoins/préférences des prestataires, marché de l'emploi peu

⁶ Communication personnelle, Samantha McKenzie, coordonnatrice d'un programme de soutien à l'emploi à Cleveland, le 12 novembre 2024.

attractif et cadre réglementaire punitif) (Axe *et al.*, 2020; Boucher *et al.*, 2020; Hübner & Landry, 2020; Surender *et al.*, 2010; Veasey & Parker, 2022). On peut penser que des mesures complémentaires visant à réduire ces barrières structurelles pourraient contribuer à favoriser le succès des programmes de soutien à l'emploi de façon durable, y compris chez les PSI. À l'inverse, leur persistance risque d'affecter les retombées des efforts investis dans les programmes axés sur le soutien individualisé.

Pour conclure, les quelques études empiriques disponibles indiquent qu'une augmentation de l'assistance sociale, sous différentes formes, ne semble pas accroître l'itinérance. Au contraire, au moins pour certains sous-groupes, elle semble susceptible de la réduire. Un modeste effet désincitatif de l'assistance sociale sur l'emploi a été observé, mais surtout auprès de certains sous-groupes moins scolarisés pour qui les emplois accessibles sont peu attractifs, y compris les personnes en situation d'itinérance en général. Ce faible effet désincitatif, toutefois, peut être compensé au moins en partie par des programmes de soutien à l'emploi de type IPS.

Cependant, les tailles relatives de ces différents effets sont inconnues et dépendent certainement de plusieurs facteurs, y compris de divers facteurs structurels, tels que l'accessibilité au transport public. D'autres recherches sont nécessaires pour mieux comprendre les liens entre assistance sociale (de différents types), itinérance et emploi, notamment dans le contexte québécois.

4. COÛTS ASSOCIÉS À L'ITINÉRANCE AU QUÉBEC EN 2022 – 2023

4.1. OBJECTIFS SPÉCIFIQUES

Cette section concerne plus spécifiquement le deuxième grand objectif du projet et vise à estimer les coûts associés à l'itinérance au Québec au cours de l'exercice financier 2022-2023 de la façon la plus complète possible. Plus précisément, cette section vise à estimer quatre grandes catégories de coûts, ainsi que les revenus d'emploi des PSI. Ces catégories de coûts sont : 1) les dépenses d'organismes communautaires qui offrent des services aux personnes en situation d'itinérance (PSI), plus précisément, ceux qui sont reconnus comme des organismes de bienfaisance⁷; 2) les dépenses des directions santé mentale et dépendance des CISSS et des CIUSSS, ainsi que celles du MSSS, pour répondre aux besoins des PSI; 3) les dépenses liées aux services publics qu'utilisent les PSI; et enfin 4) les prestations d'assistance sociale versées aux PSI. Les coûts sont désagrégés par région. De la somme de ces coûts est soustraite la somme des revenus d'emploi des personnes.⁸

Comme cette liste de coûts l'indique, il ne s'agit pas d'estimer directement les coûts supplémentaires qu'engendre l'itinérance pour le Québec, c'est-à-dire, la différence entre les coûts actuels et ce que seraient les coûts si personne n'était pas en situation d'itinérance. Nous ne disposons pas de connaissances suffisantes, à l'heure actuelle, pour estimer cette différence – d'autant plus qu'on peut imaginer une variété de scénarios dans lesquels personne ne serait en situation d'itinérance, variant entre autres selon le coût – la grandeur, la qualité – des logements qui seraient offerts aux personnes présentement en situation d'itinérance. Le but est plus modeste : estimer les coûts – nets de leurs revenus d'emploi – qu'engendrent les personnes en situation d'itinérance. Nous discuterons plus loin des implications des résultats pour les politiques publiques.

4.2. MÉTHODOLOGIE

4.2.1 Définition de l'itinérance

Par souci de cohérence, la définition d'une personne en situation d'itinérance (PSI) est basée sur la définition canadienne de l'itinérance *visible* élaborée par l'Observatoire canadien sur l'itinérance et

⁷ De nombreux organismes communautaires œuvrant en itinérance sont reconnus par l'Agence du revenu Canada (ARC) comme des organismes de bienfaisance. Ces organismes soumettent annuellement un rapport sur les dépenses à l'ARC. Nous n'avons pas approché individuellement les organismes communautaires qui ne sont pas reconnus comme des organismes de bienfaisance pour obtenir leurs dépenses. Il s'agit souvent d'organismes dans le secteur du logement ainsi que d'associations qui font de la représentation (*lobbying*) et qui ne remplissent pas les critères de l'ARC. Comme décrit plus bas, environ un tiers des organismes n'ont pas été inclus pour cette raison. Cela représente une source de sous-estimation des coûts qui est reconnue plus bas.

utilisée dans les exercices de dénombrement des personnes en situation d'itinérance visible au Québec en 2018 et 2022 (ci-après, « le dénombrement de 2018 » et « le dénombrement de 2022 »).

Itinérance visible : *Situation dans laquelle les personnes n'ont pas de domicile fixe permanent et se trouvent sans abri, dans un lieu non conçu pour l'habitation humaine (par exemple : une voiture, un abri de fortune ou une entrée de porte) ou dans une ressource temporaire (notamment une ressource d'hébergement d'urgence, un refuge pour femmes victimes de violence conjugale, une ressource de transition ou un centre de thérapie, un centre de réadaptation en dépendance, un centre de crise, un centre hospitalier, un établissement de détention ou un quartier cellulaire d'un service de police) (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023, p.13).*

Les résultats issus du présent rapport excluent donc les coûts liés à l'itinérance cachée (sauf dans la mesure où les personnes concernées ont eu recours à des organismes communautaires parmi ceux dont les coûts sont comptabilisés ici), elle-même définie comme la situation d'une personne « hébergée temporairement chez d'autres ou dans un hôtel ou un motel, sans avoir de domicile fixe permanent, ou demeurant dans une maison de chambres » (MSSS, 2022, p. 21). Il est plus difficile de mesurer l'ampleur de cette forme d'itinérance, un défi inhérent à sa nature « cachée », ce qui explique ici l'adoption d'une définition opérationnelle qui repose sur les critères d'inclusion mesurables de l'itinérance visible.

Il importe néanmoins de souligner que l'itinérance cachée touche beaucoup plus de personnes que l'itinérance visible. En effet, les données de l'Enquête canadienne sur le logement indiquent qu'en 2022, 11,2 % des ménages déclaraient avoir connu une situation d'itinérance cachée au cours de leur vie, contre seulement 2,6 % pour l'itinérance visible (Statistique Canada, 2025). L'estimation de coûts présentée ici aurait été nettement plus élevée si nous avions pu inclure l'itinérance cachée.

4.2.2 Perspective

À l'instar des évaluations économiques du projet At Home/Chez Soi (Latimer *et al.*, 2019; Latimer *et al.*, 2020), les analyses réalisées dans le présent rapport s'inscrivent dans une perspective sociétale modifiée. Par convention, la perspective sociétale ignore les prestations d'assistance sociale, puisque les dépenses qu'elles impliquent de la part du payeur public sont transférées aux bénéficiaires comme sources de revenus. Ce transfert de ressources peut être vu comme n'impliquant aucune utilisation réelle de ressources (à l'exception des dépenses administratives liées à la gestion des prestations). Dans les présentes analyses, cependant, les prestations d'aide sociale et de solidarité sociale sont incluses dans les coûts. Dans une large mesure, ces paiements sont utilisés pour la subsistance des PSI, et, à ce titre, peuvent être considérés comme représentant une forme d'aide telle que les ressources d'hébergement, l'aide alimentaire ou d'autres types de services essentiels. Leur inclusion dans les coûts, pour autant que les paiements directs effectués par les participants pour la nourriture ou le logement soient exclus afin d'éviter un double comptage,

peut être considérée comme cohérente avec une analyse de l'impact des coûts sociaux (Salkever, 2013). Les revenus d'emploi de sources légales sont, quant à eux, soustraits des coûts globaux, car ils sont considérés comme une contribution des PSI à la société. En résumé, la démarche consiste à estimer, de la façon la plus complète possible, l'ensemble des coûts associés à la consommation de ressources par les PSI, moins leurs revenus d'emploi.

4.2.3 Méthodes d'estimation des coûts annuels liés aux dépenses d'organismes communautaires

La première grande catégorie de coûts concerne les coûts liés aux organismes communautaires que fréquentent les personnes en situation d'itinérance (PSI), dont les dépenses totales annuelles (si elles sont reconnues comme organisme de bienfaisance) sont disponibles publiquement sur le site de [l'Agence du revenu du Canada](#) (ARC). Une liste d'un peu plus de 400 organismes a été fournie par le MSSS, identifiant des organismes qui œuvrent en itinérance dans chacune des 13 régions sociosanitaires ciblées dans l'exercice du dénombrement des PSI de 2022. Au départ, les centres de thérapie et les centres de réadaptation en dépendance étaient inclus dans cette liste. Ils ont été exclus *a posteriori* pour éviter le double comptage des coûts liés à leur utilisation, ces coûts ayant été estimés à l'aide d'une méthode distincte jugée plus précise (voir section 4.2.5.3). Deux autres types d'organismes ont dû être exclus des analyses : les centres de crise et les banques alimentaires. Bien que les PSI puissent avoir recours à leurs ressources, ces organismes s'adressent principalement à d'autres populations. Il a été impossible, malgré des démarches exploratoires d'accès à des données de fréquence d'utilisation, d'obtenir un portrait juste de la clientèle en situation d'itinérance. Par conséquent, l'inclusion de leurs dépenses aurait contribué à surestimer les dépenses totales pour les PSI. Finalement, d'autres organismes ont été exclus en raison de l'impossibilité de retrouver leur déclaration de revenus sur le site de l'ARC ou parce qu'ils n'offraient pas de services, ou de façon négligeable, aux PSI (après vérification auprès d'eux ou consultation de leur rapport annuel d'activités). Finalement, les dépenses de 281 organismes (environ les deux tiers du total) ont été incluses dans les analyses. Les organismes ont été classés en six catégories selon leur offre de services :

- i) Hébergement d'urgence
- ii) Hébergement et ressources de transition
- iii) Hébergement pour victimes de violence (1^{re} et 2^e étape)
- iv) Organismes à vocation mixte (p. ex., à la fois un hébergement d'urgence et une ressource de transition)
- v) Autres
- vi) Centres de jour⁹

⁹ Cette catégorie peut inclure les haltes-chaleur ou haltes-répît, lorsque ces services sont offerts par le même organisme qu'un centre de jour.

Les cinq premières catégories d'organismes offrent des services destinés exclusivement ou majoritairement aux PSI. Dans ce cas, la totalité de leurs dépenses a été considérée dans les analyses. Pour les centres de jour, qui servent à la fois des PSI et d'autres clientèles, la proportion de PSI les fréquentant a été estimée pour définir la proportion de leurs dépenses devant être considérée (voir section suivante, 4.2.3.1).

4.2.3.1 Estimations des dépenses des centres de jour

Tous les centres de jour ont été contactés (n=76) pour connaître le pourcentage de leur clientèle en situation d'itinérance. Ce pourcentage a par la suite été appliqué aux dépenses déclarées sur le site de l'ARC pour établir le montant proportionnel des dépenses spécifiquement consacrées aux PSI. Par exemple, si un centre de jour déclarant un budget de dépenses annuelles de 1 M\$ a indiqué que 80 % de ses visiteurs sont des PSI, le montant des dépenses considéré dans les analyses sera de 800 000 \$. Les centres de jour n'offrant pas de services, ou de façon négligeable, aux PSI ont été exclus des analyses (n=9). D'autres centres de jour ont été exclus parce qu'il a été impossible de retrouver leurs dépenses sur le site de l'ARC (n=5) ou en raison de leur appartenance à une plus grande organisation à vocations multiples en itinérance, dont les dépenses avaient déjà été considérées dans les analyses (n=4). Pour les centres de jour qui ne nous ont pas répondu (et, donc, pour lesquels le pourcentage de PSI dans leur clientèle demeurerait inconnu, n=33), nous avons procédé à une imputation des données manquantes sur la base de leurs dépenses. Une analyse de régression effectuée à partir de l'échantillon des centres de jour ayant répondu montre que le budget total (dépenses) est significativement associé au pourcentage de PSI ($p=0.02$). Les détails du modèle de régression, accompagnés d'un exemple, sont présentés à l'annexe 2.

4.2.3.2 Ajustement pour tenir compte de l'exercice financier utilisé par un organisme

Étant donné que les organismes de bienfaisance n'utilisent pas tous le même exercice financier, les dépenses ont été ajustées en suivant une méthode au prorata pour qu'elles correspondent à l'exercice financier s'échelonnant du 1^{er} avril 2022 au 31 mars 2023. Ce calendrier a été choisi puisqu'il était utilisé par la grande majorité des organismes. L'exemple suivant montre l'ajustement effectué pour tous les organismes ne fonctionnant pas selon le calendrier avril-mars, illustrant ici la conversion d'un calendrier janvier-décembre à avril-mars.

	Janvier 2022-Décembre 2022	Janvier 2023-Décembre 2023
Dépenses non-ajustés	5 911 408 \$	4 576 901 \$
Ajustement	$5\,911\,408 \$ \times 0,75 = 4\,433\,556 \$$	$4\,576\,901 \$ \times 0,25 = 1\,144\,225 \$$
	Avril 2022-Mars 2023	
Dépenses ajustées	$4\,433\,556 \$ + 1\,144\,225 \$ = 5\,577\,781 \$$	

À la première ligne, le calendrier original indique les dépenses de la période de janvier à décembre pour les exercices 2022 et 2023, alors que l'ajustement correspond à une période qui s'étend d'avril 2022 à mars 2023. Par conséquent, les trois quarts des dépenses de 2022 (représentant 9 mois de dépenses considérées comme équivalentes à celles d'avril-décembre 2022) seront additionnés au

quart des dépenses de 2023 (représentant 3 mois de dépenses considérées comme équivalentes à celles de janvier-mars 2023). Des ajustements équivalents ont été faits en ajustant les proportions selon les différents calendriers (voir illustration à l'annexe 3). Cette méthode suppose que les dépenses mensuelles sont uniformes tout au long de l'année. Malheureusement, les données permettant un ajustement plus précis ne sont pas disponibles.

4.2.3.3 Coût d'opportunité lié à l'utilisation des immeubles et des terrains

Le coût d'opportunité représente la valeur de la meilleure utilisation alternative que l'organisme communautaire aurait pu faire du bâtiment dans lequel il opère (p. ex., si le phénomène de l'itinérance était si peu présent que cette ressource aurait pu être affectée à d'autres fins, comme la location). Inspiré de la méthode développée dans l'évaluation économique du projet At Home/Chez Soi (Latimer *et al.*, 2017; Ly, 2014), le coût d'opportunité d'utilisation de l'immeuble et du terrain a été estimé à partir du loyer que l'organisme recevrait s'il louait l'immeuble (ou qu'il aurait à payer s'il louait l'immeuble). Plus précisément, le loyer annuel a été estimé en transformant la valeur marchande de l'immeuble et du terrain en rente annualisée (voir l'exemple fictif au paragraphe suivant), jugée équivalente aux revenus de loyers, selon les paramètres suivants : (i) une durée d'amortissement de 40 ans; et (ii) un taux d'escompte de 3 %¹⁰. La déclaration de renseignements des organismes de bienfaisance à l'ARC a été utilisée pour établir la valeur de l'immeuble et du terrain sur le marché.

Pour obtenir la valeur de la rente annualisée, cette valeur marchande est divisée par le facteur de rente. Pour tenir compte du fait que des paiements d'hypothèques et d'intérêts pourraient être inclus dans les dépenses déclarées (et donc, éviter une surestimation du coût d'opportunité), le montant de la rente annualisée a été divisé par deux¹¹. À titre d'exemple fictif, pour un organisme dont la valeur marchande de l'immeuble et du terrain serait établie à 1 M\$ (ligne 4155 de la déclaration à l'ARC), la valeur de rente annualisée, représentant le coût d'opportunité considéré dans les analyses, serait estimée de la façon suivante (en utilisant le facteur de rente correspondant à 3 % et 40 ans, soit 23,1148) : (étape 1) 1 M\$ / 23,1148 = 43 262 \$; (étape 2) 43 262 \$ / 2 = 21 631 \$.

4.2.4. Méthodes d'estimation des dépenses encourues par les CISSS, les CIUSSS et le MSSS

Nous avons contacté les responsables des directions santé mentale et dépendance des CIUSSS et des CISSS inclus dans notre analyse pour leur demander de nous indiquer leurs dépenses liées à

¹⁰ Le taux d'escompte de 3 % a souvent été utilisé dans les analyses économiques (Michael Drummond, Mark Sculpher, Karl Claxton, Greg Stoddart, et George Torrance, *Methods for the economic evaluation of health care programmes*, 4th edition, Oxford : Oxford University Press, 2015). La durée de 40 ans correspond à la durée de vie utile normalement reconnue à des fins de dépréciation pour un bâtiment commercial par l'Agence du revenu du Canada. Quoique raisonnables, ces deux valeurs sont arbitraires dans une certaine mesure. Le choix précis aura peu d'impact sur les résultats.

¹¹ Ce facteur d'ajustement est arbitraire et se veut conservateur.

l'itinérance durant l'année financière 2022-2023, puisque les services en itinérance sont généralement sous leur responsabilité. Nous leur avons demandé de répartir les dépenses en deux catégories : 1) les services directs offerts par le personnel des CISSS et CIUSSS aux PSI impliquant une relation d'aide avec des individus précis; et 2) les dépenses indirectes liées à l'administration (analyse de redditions de comptes, etc.). Nous avons suggéré que, dans plusieurs cas, seule une fraction de la rémunération d'un membre du personnel devait être rapportée, puisque de nombreux intervenants et gestionnaires ont des responsabilités cliniques ou administratives qui débordent l'itinérance. Afin d'éviter tout double comptage, nous avons demandé d'exclure tout montant transféré à un organisme communautaire. Tant pour les services directs que pour les dépenses administratives indirectes, nous avons demandé que soient incluses des dépenses de fonctionnement, telles que celles pour les cellulaires et le kilométrage, et, si possible et si pertinent, une fraction appropriée des dépenses juridiques et de communication. Par ailleurs, nous avons demandé aux directeurs régionaux de santé publique de nous indiquer leurs dépenses afférentes à l'itinérance en 2022-2023. Dans certains cas, il s'est avéré que les dépenses que nous avaient transmises les CISSS et CIUSSS incluaient déjà celles de santé publique (notamment, des dépenses associées à des organisateurs communautaires). Dans d'autres cas, des dépenses additionnelles nous ont été signalées. Aux fins de ce rapport, les dépenses en santé publique ont été incluses dans les dépenses indirectes.

Puisque le fait d'avoir du personnel clinique et administratif qui répond aux besoins en itinérance augmente la charge des cadres supérieurs et entraîne des coûts supplémentaires en ressources humaines, comptabilité et services informatiques, en plus des frais occasionnés par l'occupation de bureaux (chauffage, frais d'entretien et possiblement de location), il est justifié de majorer les dépenses directes et indirectes de manière à tenir compte de ces coûts additionnels. Au MSSS, par convention, cette majoration est établie à 10 % et c'est ce pourcentage qui a été appliqué dans les présentes analyses.

Deux méthodes ont été utilisées pour procéder à l'imputation des données manquantes. Un CIUSSS à Montréal et un CISSS en Montérégie ont fourni des dépenses incomplètes ou insuffisamment précises. Dans ces cas, nous avons estimé ce qu'auraient été leurs dépenses à partir des informations disponibles ou des coûts de CIUSSS ou CISSS comparables. En ce qui concerne les dépenses de santé publique, pour les régions dont nous n'avons pu obtenir les dépenses, nous avons calculé les dépenses moyennes par PSI des régions ayant contribué aux données, puis multiplié ces dépenses par personne par le nombre de PSI dans la région pour laquelle nous avons besoin d'une valeur imputée.

Les dépenses assumées par des CISSS et CIUSSS pour des personnes en situation d'itinérance en provenance des autres programmes-services (déficience intellectuelle, autisme, déficience physique, services généraux, jeunes en difficulté et soutien à l'autonomie) et ne recevant pas des services en santé mentale ou dépendance n'ont pas été comptabilisées.

Enfin, le MSSS nous a fourni les dépenses de l'équipe ayant travaillé sur le dossier de l'itinérance en 2022-2023. Une majoration de 10 % a été appliquée à ce montant aussi.

4.2.5 Méthodes d'estimation des coûts annuels liés à l'utilisation de services publics

4.2.5.1 Les services inclus

L'estimation des coûts de cette section concerne l'utilisation des services suivants par les PSI :

- Séjours en centre de thérapie ou en centre de réadaptation en dépendance (CRD)
- Hospitalisations
- Séjours au sein d'un établissement de détention provincial ou un quartier cellulaire de poste de police
- Visites à l'urgence
- Contacts avec les policiers
- Comparutions en cour
- Transports ambulanciers

4.2.5.2 Principales catégories de données utilisées et leurs sources

L'estimation des coûts liés à l'utilisation de chacun des services a été réalisée à l'aide de trois catégories de données principales :

- a) L'obtention d'une donnée de prévalence quant au nombre de PSI visible au Québec en 2022;
- b) L'estimation de la fréquence d'utilisation annuelle du service en question par les PSI;
- c) L'attribution d'un coût unitaire spécifique à la dispensation du service.

Les méthodes d'estimation décrites aux sections suivantes sont divisées selon ces trois catégories de données : prévalence, fréquence d'utilisation annuelle, coût unitaire. Les estimations de coûts de services regroupés dans chacune des sections partagent une méthodologie similaire. Les sections se distinguent surtout par les méthodes d'estimation de fréquence d'utilisation annuelle des services, dont les sources varient.

Deux sources de données principales ont été mobilisées pour les analyses : les dénombrements des personnes en situation d'itinérance visible au Québec de 2018 et de 2022, ainsi que les évaluations économiques du projet At Home/Chez Soi.

Les dénombrements visaient plus particulièrement à estimer le nombre de personnes en situation d'itinérance visible dans chacune des régions sociosanitaires ciblées (11 régions en 2018 et 13 régions en 2022), à l'aide d'un éventail de méthodes de collecte de données comprenant l'administration d'un questionnaire lors du sillonnage de lieux extérieurs le soir de chacun des dénombrements, en plus de visites auprès de ressources œuvrant en itinérance, ainsi que la collecte

de données administratives (Latimer & Bordeleau, 2019; Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023). Les deux dénombrements visaient aussi à décrire certaines caractéristiques des PSI et à estimer leur utilisation des services. Dans le cadre du présent rapport, les données du dénombrement de 2022 ont été utilisées pour dégager le nombre de PSI ventilé par région cette année-là. La fréquence d'utilisation des services a été estimée dans certains cas à partir du dénombrement de 2022 (lorsque l'utilisation était mesurable par le nombre de personnes comptées dans un type de service, tel qu'un hôpital ou un centre de détention) et dans d'autres par les questionnaires administrés lors du dénombrement de 2018 (qui incluaient des questions sur l'utilisation de certains services au cours de la dernière année).

L'autre source de données, pour les coûts unitaires, est le projet At Home/Chez Soi. Rappelons qu'il s'agit d'une étude expérimentale avec répartition aléatoire lancée en octobre 2009 simultanément dans cinq villes canadiennes : Vancouver, Winnipeg, Toronto, Montréal et Moncton (Goering et al., 2014). L'objectif de ce projet était d'évaluer l'efficacité et l'efficience de l'approche Logement d'abord, comparativement aux services habituels (voir section 3.2). Les participants inclus étaient des personnes en situation d'itinérance aux prises avec des problèmes de santé mentale, dont les besoins en matière d'accompagnement ont été évalués afin de les classer en deux niveaux : modérés ou élevés¹². Les évaluations économiques du projet visaient à comparer les coûts et l'efficacité du Logement d'abord en comparaison avec les services habituels, et séparément pour les personnes à besoins élevés et à besoins modérés. Pour ce faire, les coûts unitaires des services pour lesquels la fréquence d'utilisation avait été obtenue ont été estimés (santé, services sociaux, sécurité publique, justice, services correctionnels), y compris les coûts directs et indirects liés à la prestation de chacun des services¹³. Les coûts unitaires comprennent également le coût d'opportunité des terrains et des bâtiments, dont l'estimation est basée sur les pourcentages de coûts en capitaux établis par Rosenheck et al. (Rosenheck et al., 1994) (4 % ou 6 % selon le type d'établissement dans lequel les services sont fournis). Les méthodes et les coûts unitaires détaillés ont été publiés (Latimer et al., 2017; Ly, 2014)

Les analyses de la présente section utilisent les coûts unitaires estimés au site de Montréal ((Latimer et al., 2017), Appendix 1). Ces coûts unitaires avaient initialement été établis selon l'année de base

¹² Les participants présentant des besoins élevés ont bénéficié d'un suivi intensif (SI, *Assertive Community Treatment*) et ceux présentant des besoins modérés ont reçu un soutien d'intensité variable (SIV, *Intensive Case Management*). Les équipes SI offrent un traitement psychiatrique ainsi que des services de réadaptation et de soutien directement et de façon intégrée (ratio intervenant-clients de 1:8 ou au plus 1:10), tandis que les équipes SIV réfèrent plus souvent à d'autres services (ratio intervenant-clients 1:17). Les intervenants impliqués sont des professionnels de plusieurs disciplines relevant de la santé et des services sociaux. La répartition selon le niveau de besoins tenait compte du diagnostic et du niveau de fonctionnement de la personne.

¹³ Les coûts directs comprennent tous les coûts qui peuvent être directement liés à l'octroi d'une unité de service, tels que le salaire des intervenants et le matériel utilisé. Les coûts indirects comprennent tous les coûts qui ne peuvent y être directement liés, mais qui demeurent essentiels à la prestation, tels que le coût des unités administratives de l'organisation (p. ex., ressources humaines, service des finances, etc.), l'électricité, l'entretien, le loyer ou les coûts en capitaux de l'immeuble.

de 2011, puis ajustés pour l'inflation et rapportés en dollars canadiens de 2016. Dans les présentes analyses, les coûts de 2016 ont été ajustés à nouveau selon l'augmentation de l'indice des prix à la consommation spécifique au Québec pour refléter l'année 2022 (Statistics Canada, 2025)¹⁴. Le pourcentage d'augmentation de l'indice des prix à la consommation au Québec entre 2016 et 2022 est de 17,0 %¹⁵.

Notons enfin que les données du projet At Home/Chez Soi, toujours au site de Montréal, ont aussi été utilisées pour estimer la fréquence annuelle des comparutions en cour et des transports ambulanciers des PSI, la fréquence d'utilisation de ces services n'ayant pas fait l'objet de questions dans les dénombrements jusqu'à maintenant.

4.2.5.3 Estimation des coûts annuels liés aux séjours en centre de thérapie ou en CRD, aux hospitalisations et aux détentions en établissement provincial ou quartier cellulaire

L'exercice du dénombrement du 11 octobre 2022 (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023) répertorie, pour chacune des 13 régions sociosanitaires incluses dans l'exercice: 1) le nombre de PSI séjournant cette nuit-là dans un centre de thérapie ou un centre de réadaptation en dépendance (CRD) (données recueillies par sondage auprès des centres); 2) le nombre de PSI hospitalisées (données issues du code Z59.0 dans la base de données clinico-administratives MED-ECHO¹⁶); et 3) le nombre de PSI détenues dans un établissement de détention provincial ou un quartier cellulaire de poste de police (données rapportées par le ministère de la Sécurité publique).

Partant de l'hypothèse que le portrait obtenu le soir du dénombrement était représentatif de la fréquentation annuelle moyenne des établissements en question par les PSI en 2022-2023, nous avons multiplié le nombre de PSI répertoriées par 365 jours pour obtenir une estimation de l'utilisation annuelle de chacun des services par des personnes qui étaient en situation d'itinérance ce jour-là, pour chacune des 13 régions sociosanitaires.

¹⁴ Coût \$ 2022 = Coût \$ 2016* (IPC 2022 / IPC 2016)

¹⁵ L'indice des prix à la consommation ne représente pas la mesure idéale de l'inflation des services de santé. En effet, d'une part, les prix des services, comme les services de santé et les services sociaux, augmentent plus vite que ceux des produits manufacturés, car la productivité pour les premiers augmente plus lentement que celle pour les seconds, dont la production est plus facile à automatiser – la productivité (valeur des biens produite par personne) augmente plus vite pour les biens manufacturés que pour les services, tels ceux de santé. (C'est ce qu'on appelle l'effet de Baumol.) Cependant, la plupart des services de santé, notamment les hospitalisations et les visites à l'urgence dont les coûts sont estimés ici, ne sont pas des biens marchands, donc on ne peut connaître leur prix. D'autre part, exerçant un effet dans le sens contraire de l'effet Baumol, l'efficacité des services de santé augmente avec le temps, ce qui revient à une baisse du prix d'une amélioration donnée de la santé (David Cutler, Mark McClellan, Joseph Newhouse, Dahlia Remler, 1996. Are medical prices declining? Evidence from heart attack treatments, *The Quarterly Journal of Economics*, 113(4), 991-1024). Par conséquent, il est difficile d'en estimer le taux d'inflation de façon exacte. L'indice des prix à la consommation est une approximation.

¹⁶ Depuis 2018, un code particulier (Z59.0) est utilisé pour identifier les dossiers des usagères et des usagers des centres hospitaliers n'ayant pas de logement fixe à leur entrée dans l'établissement.

Nous avons également testé une méthode alternative d'estimation de la fréquence annuelle d'utilisation. Le nombre de jours d'hospitalisation et le nombre de jours passés dans un établissement de détention provincial ou un quartier cellulaire par les PSI ont également été estimés à partir de la méthode présentée à la section suivante dans l'objectif de juger de la robustesse des estimations. Les résultats issus de la méthode alternative sont présentés aux annexes 4 et 5.

Les coûts unitaires par jour d'hébergement en centre de thérapie ou en CRD, par jour d'hospitalisation et par jour de détention en établissement provincial ou en quartier cellulaire ont été déterminés à partir des coûts établis lors des évaluations économiques du projet At Home/Chez Soi, au site de Montréal (Latimer *et al.*, 2017, Appendix 1). Puisqu'il s'agit de services avec hébergement, les coûts unitaires respectifs incluent un coût en capital de 6 %, en plus des coûts directs et indirects découlant de la dispensation des services. Les coûts unitaires des différents types d'hospitalisation comprennent en outre le coût d'un service médical moyen (effectué par un médecin), ainsi qu'un facteur d'ajustement lié au statut d'itinérance. L'ensemble des coûts ont été ajustés pour l'année 2022 à l'aide de l'indice des prix à la consommation spécifique au Québec (Statistics Canada, 2025). Les coûts totaux ont été estimés en multipliant l'utilisation annuelle de chacun des services par les coûts unitaires respectifs.

Calcul du coût pondéré d'un jour d'hospitalisation. Trois types d'hospitalisation ont été considérés dans les analyses, chacun ayant son propre coût moyen par jour : i) hospitalisation pour cause physique dans un hôpital général; ii) hospitalisation due à un problème de santé mentale traité dans un hôpital général; et iii) hospitalisation due à un problème de santé mentale traité dans un hôpital psychiatrique. Comme nous n'avions que le nombre de PSI à l'hôpital le soir du dénombrement et que le coût de ces différents types d'hospitalisation n'est pas le même, il nous fallait trouver un coût unitaire pondéré. La proportion des jours d'hospitalisation pour cause physique ou mentale a d'abord été établie sur la base des résultats observés chez les participants à besoins modérés du groupe témoin du projet At Home/Chez Soi, au site de Montréal (Ly, 2014)¹⁷. Ces résultats indiquent que 69 % des jours d'hospitalisation sont attribuables à des causes de nature physique et 31 % à des troubles mentaux. En ce qui concerne les hospitalisations pour problèmes de santé mentale, nous avons utilisé l'étude *Services de santé mentale en milieu hospitalier au Canada 2009-2010*, publiée par l'Institut canadien d'information sur la santé, pour établir la proportion de jours d'hospitalisation par type d'hôpital, soit 71 % dans les hôpitaux généraux et 29 % dans les hôpitaux psychiatriques (Institut canadien d'information sur la santé, 2012)¹⁸. Sur la base de ces proportions et des coûts unitaires par type d'hospitalisation définis dans le cadre du projet At Home/Chez Soi au site de Montréal (Latimer *et al.*, 2017, Appendix 1) (voir tableau 8), une moyenne pondérée de 1018,82 \$/jour a été établie pour les séjours hospitaliers.

Calcul du coût pondéré par jour d'un séjour au sein d'un établissement de détention provincial ou d'un quartier cellulaire de poste de police. De façon similaire, il existe deux coûts unitaires pour les

¹⁷ Tableau XXVI.

¹⁸ Tableau 5.

séjours au sein de deux types d'établissement de détention provincial : les établissements pour hommes et ceux pour femmes. Les réponses au dénombrement de 2018 indiquent que 85 % des personnes détenues sont des hommes, contre 14 % pour les femmes et 1 % pour les personnes d'autres identités de genre (Latimer & Bordeleau, 2019b, p. 58). Pour procéder à l'estimation d'un coût unitaire pondéré, le lieu de détention des personnes de la diversité de genre (1 %, n=10 personnes) a été déterminé sur la base d'un portrait statistique publié dans le rapport de Service correctionnel Canada intitulé *Examination of Gender Diverse Offenders* (Farrell MacDonald et al., 2022)¹⁹. En appliquant les proportions ajustées²⁰ aux coûts unitaires par type d'établissement évalués dans le cadre du projet At Home/Chez Soi au site de Montréal (Latimer et al., 2017, Appendix 1) (voir tableau 8), une moyenne pondérée d'un peu plus de 190 \$/jour de détention a été estimée. Il a été impossible de distinguer la proportion de PSI ayant passé la nuit dans un quartier cellulaire de poste de police parmi le nombre de PSI identifiées comme ayant passé la nuit dans un établissement de détention. Ainsi, seuls les coûts unitaires en établissement de détention provincial (pour hommes et pour femmes) ont été utilisés dans les analyses, ce qui mène à une sous-estimation des coûts, puisque les coûts associés aux séjours en quartier cellulaire sont plus élevés (Latimer et al., 2017, Appendix 1).

4.2.5.4 Estimation des coûts annuels liés aux visites à l'urgence et des contacts avec les policiers

L'exercice du dénombrement de 2022 n'offre pas d'information spécifique quant à l'utilisation des autres services ciblés dans ce rapport. Une méthode différente a été utilisée pour estimer l'utilisation annuelle de ces derniers.

Dans un premier temps, la prévalence de l'itinérance a été établie à l'aide du nombre *total* de PSI dénombrées le soir du dénombrement de 2022 (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023), pour chacune des 13 régions sociosanitaires incluses dans l'exercice.

Les fréquences d'utilisation ont été estimées à partir des réponses obtenues aux questions 15a à 15g de l'exercice du dénombrement de 2018 (Latimer & Bordeleau, 2019). La question 15a a été utilisée pour estimer le nombre de visites à l'urgence sur une base annuelle. Les questions 15f et 15g ont été combinées pour estimer le nombre de contacts annuels avec les policiers par les PSI (15f

¹⁹ Selon une récente revue de la littérature réalisée à la demande du ministère de la Sécurité publique du Québec, il n'existe aucun portrait statistique des personnes de la diversité sexuelle et de genre dans les établissements de détention au Québec (C Desjardins et S Roupnel, *Revue de littérature sur les conditions de détention des personnes de diversité sexuelle et de genre*, ministère de la Sécurité publique du Québec, 2022). Selon cette même revue, au Québec, la gestion de la clientèle carcérale appartenant à la diversité de genre est réalisée au cas par cas, selon le fonctionnement distinct de chacun des établissements. Service correctionnel Canada fonctionne de façon plus systématique depuis l'application, en mai 2022, de la *Directive du commissaire numéro 100 - délinquants de diverses identités de genre*, permettant le transfert selon l'identité ou l'expression de genre de la personne. Cette directive découle directement du projet de loi C-16 interdisant, depuis 2017, la discrimination contre les personnes transgenres ou bispirituelles.

²⁰ Ce rapport indique que, parmi les personnes de la diversité de genre incarcérées dans les prisons fédérales, 48,5 % le sont dans les prisons pour femmes et 51,5 % dans les prisons pour hommes (p. 12). En redistribuant les 10 personnes de la diversité de genre sur la base de cette répartition, on peut déduire que 86 % de l'ensemble des PSI détenues seraient hébergées dans les établissements pour hommes et 14 % dans les établissements pour femmes.

+ 15g : addition du nombre de fois indiqué pour « abordé par un policier qui voulait offrir de l'aide dans les 12 derniers mois », au nombre de fois indiqué pour « arrêté, fouillé ou reçu une contravention dans les 12 derniers mois ». Une nouvelle variable a été créée dans la base de données pour représenter cette combinaison, ici nommée « 15 fg ».

Les questions 15b à 15e (en gris dans le tableau 5) ont quant à elle été utilisées dans les analyses de sensibilité mentionnées à la section précédente, visant à estimer d'une manière alternative les fréquences annuelles d'hospitalisations et de détentions (annexes 4 et 5).

Tableau 5. Reproduction de la question 15 du questionnaire de l'exercice du dénombrement de 2018

15. Au cours de la dernière année (les 12 derniers mois), avez-vous :	Non	Oui	N ^{bre} de fois	Ne sait pas/refus
15 a) été à l'urgence? (si oui : nombre de fois?)	☐	☐		☐
15 b) été hospitalisé? (si oui : nombre de fois?)	☐	☐		☐
15 c) → combien de jours (la dernière fois)?	_____ jours			
15 d) été détenu dans une prison (provinciale ou fédérale ²¹)?	☐	☐		☐
15 e) → combien de jours (la dernière fois)?	_____ jours			
15 f) été abordé par un policier qui voulait vous offrir de l'aide?	☐	☐		☐
15 g) été arrêté ou fouillé par la police, ou reçu une contravention?	☐	☐		☐

Les données manquantes aux questions 15a et 15 fg ont été exclues des analyses. Les valeurs extrêmes de fréquence d'utilisation annuelle ont été remplacées par une valeur seuil (ou par la valeur immédiatement inférieure observée dans la base de données), définie comme équivalente à trois déviations standards au-dessus de la moyenne : valeur seuil = $(3 \times ds) + \bar{x}$. Après traitement des données manquantes et des valeurs extrêmes, le nombre moyen de visites à l'urgence/année et le nombre moyen de contacts policiers/année, par PSI ayant répondu aux questions respectives lors du dénombrement de 2018 (n=3406 pour les visites à l'urgence; n=3229 pour les contacts policiers), ont été utilisés pour estimer les fréquences d'utilisation annuelle de chacun des services, et ce, dans chacune des 13 régions sociosanitaires incluses dans le dénombrement de 2022.

Les coûts unitaires d'une visite à l'urgence et d'un contact policier ont été déterminés à partir des coûts établis lors de l'évaluation économique du projet At Home/Chez Soi pour le site de Montréal (Latimer *et al.*, 2017, Appendix 1). Pour les visites à l'urgence, les coûts associés aux actes médicaux fournis lors d'une visite ont été ajoutés aux coûts directs, indirects et au coût en capital (4 %). Le coût unitaire des contacts policiers a quant à lui été estimé en multipliant le temps moyen d'intervention

²¹ À noter que les personnes détenues dans les pénitenciers fédéraux n'ont pas été incluses dans le dénombrement de 2022, car ces dernières sont assujetties à des peines de détention plus longues (deux ans et plus) et que les données sur la situation résidentielle antérieures à l'incarcération pourraient être peu contemporaines. C'est pourquoi les coûts unitaires établis à la section précédente reflètent les coûts de séjours en établissement de détention provincial seulement.

par le taux horaire moyen estimé des policiers, toujours en y ajoutant une estimation du coût en capital (4 %). Ces coûts ont été ajustés pour l'inflation à l'aide de l'indice des prix à la consommation pour le Québec (Statistics Canada, 2025).

Le coût total des services est établi en multipliant le nombre de PSI dans chacune des régions (dénombrement 2022) par la fréquence d'utilisation moyenne du service par PSI (spécifique à chaque région, dénombrement 2018), par le coût unitaire du service. Il est à noter que l'exercice du dénombrement de 2018 a été réalisé dans 11 régions sociosanitaires, alors que l'exercice du dénombrement de 2022 inclut 2 régions supplémentaires (Côte-Nord et Abitibi-Témiscamingue). Les fréquences d'utilisation annuelle sont donc manquantes pour ces deux régions. Pour estimer le coût de l'utilisation des services en Abitibi-Témiscamingue et sur la Côte-Nord, le nombre total de PSI dans ces régions (2022) a été multiplié par la fréquence d'utilisation moyenne rapportée dans les 11 régions sociosanitaires du dénombrement de 2018 (1,79 visite à l'urgence/année par PSI; 1,44 contact policiers/année par PSI), et ensuite par le coût unitaire des services. Ainsi, la fréquence d'utilisation moyenne dans les 13 régions doit être réajustée selon la formule suivante : fréquence annuelle d'utilisation moyenne 13 régions = coût total 13 régions/n^{bre} PSI 13 régions * coût unitaire. En appliquant cette formule, les fréquences d'utilisation annuelle réajustées sont les suivantes : 1,76 visite à l'urgence/année par PSI; 1,48 contact policier/année par PSI, en moyenne dans les 13 régions sociosanitaires (voir tableaux 12 et 13).

4.2.5.5 Estimation des coûts annuels liés aux comparutions en cour et aux transports ambulanciers

Comme dans la section précédente, 4.2.5.4, la prévalence a été établie à l'aide du nombre *total* de PSI dénombrées le soir de l'exercice du dénombrement de 2022 (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023), pour chacune des 13 régions sociosanitaires incluses dans l'exercice. La fréquence annuelle des comparutions en cour et des transports ambulanciers par PSI a été établie sur la base des comparutions et des transports ambulanciers rapportés par les participants à besoins modérés du groupe témoin au site de Montréal du projet At Home/Chez Soi (Ly, 2014). Ces participants sont plus susceptibles d'être représentatifs de la population générale des PSI sur les plans du genre, de l'âge et de la prévalence des problèmes de santé mentale (Barry et al., 2024; Government of Canada, 2024), facteurs ayant été associés à l'utilisation des services (Bonin et al., 2010) ainsi qu'aux contacts avec la justice (Roy et al., 2016). La question portant sur les transports ambulanciers faisait référence au transport par ambulance à un hôpital. Ainsi, les déplacements d'une ambulance et de premiers répondants tels que des pompiers (p. ex., à la suite d'un appel 911) qui ont mené à une évaluation sur place, mais pas à un transport à l'hôpital, n'ont pas été comptabilisés.

Les coûts unitaires d'une comparution en cour et d'un transport ambulancier ont été déterminés à partir des coûts établis lors de l'évaluation économique du projet Chez soi pour le site de Montréal (Latimer et al., 2017, Appendix 1). Le coût unitaire des transports ambulanciers englobe les coûts liés aux déplacements des ambulances par les équipes d'Urgence santé, avec ou sans transport de patients. Le coût d'une comparution en cour a été estimé en additionnant les coûts de la cour, de la

poursuite et de l'aide juridique. Dans les deux cas, le coût unitaire inclut également un coût en capital de 4 %. Le coût total estimé des deux services a été obtenu en multipliant le nombre de PSI dans chacune des 13 régions sociosanitaires du dénombrement de 2022 par la fréquence d'utilisation annuelle moyenne par PSI, puis par le coût unitaire ajusté à l'aide de l'indice des prix à la consommation spécifique au Québec pour refléter l'année 2022 (Statistique Canada, 2025).

4.2.6 Estimation des coûts liés aux prestations d'assistance sociale

Le nombre de PSI bénéficiant de l'assistance sociale a été établi sur la base des pourcentages de PSI ayant déclaré recevoir des prestations d'aide sociale ou de solidarité sociale dans le cadre du dénombrement de 2022, pour chacune des régions sociosanitaires (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023, Tableau 2 de chacune des annexes régionales).

Nous avons appliqué, région par région, le pourcentage de personnes dans chaque type de lieu (par exemple : 57,5% des personnes dans des ressources de transition dans Saguenay-Lac-St-Jean ont rapporté recevoir des revenus d'assistance sociale au moment du dénombrement) au nombre de personnes dans ce type de lieu (30 au Saguenay-Lac-St-Jean), indiquant que 17 de ces répondants rapportaient ce type de revenu. Pour les types de lieux pour lesquelles le pourcentage de personnes ayant rapporté recevoir l'assistance sociale n'est pas disponible (par exemple, pour cette région, les lieux extérieurs, où 9 personnes ont été dénombrées) nous avons utilisé le pourcentage moyen pour toutes les régions (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023, Tableau 18). Pour les types de lieux pour lesquels le pourcentage moyen pour toutes les régions n'est pas fourni (par exemple, catégorie « Autres ») nous avons utilisé la moyenne globale pour toutes les régions et toute la province (61,7 %, Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023, Tableau 18). Pour les personnes en quartier cellulaire ou en centre de détention, en revanche, nous avons supposé que le pourcentage était zéro.

Le coût unitaire des prestations provient des données des [rapports statistiques](#) sur la clientèle des programmes d'assistance sociale du ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale du Québec (Assemblée nationale du Québec, 2025). Les prestations mensuelles versées dans le cadre des programmes d'aide sociale et de solidarité sociale ont été colligées pour les personnes dont le type de résidence était catégorisé comme « temporairement sans adresse ». Le lexique définit cette catégorie comme étant composée de « personnes n'ayant pas d'adresse fixe ou n'ayant pas l'assurance d'un hébergement stable pour les 60 prochains jours ».²² La moyenne des prestations versées entre les mois d'avril 2022 et mars 2023 (en moyenne 872,69 \$/mois) a été multipliée par 12 pour obtenir le coût moyen des prestations sur une base annuelle par PSI (10 472 \$/année). Ce coût annuel a été multiplié par le nombre de PSI bénéficiant de l'aide sociale ou de la solidarité sociale en 2022, pour chacune des régions sociosanitaires.

²² Cette définition est plus restreinte que celle des personnes en situation d'itinérance visible, dont plusieurs, notamment en ressource de transition, peuvent compter sur une adresse pendant plus de 60 jours. Mais c'est l'estimation la plus proche de ce que nous recherchons que nous ayons trouvée.

4.2.7 Estimation des revenus d'emploi

Le nombre de PSI retirant des revenus d'emploi de sources légales a été calculé à partir des pourcentages de PSI ayant déclaré des revenus dans le cadre du dénombrement de 2022, pour chacune des régions sociosanitaires (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2023). Les revenus d'emploi moyens des PSI ont été établis à partir d'une estimation du revenu moyen des participants du groupe témoin à besoins modérés de Montréal dans le projet At Home/Chez Soi, à partir de données publiées (Latimer *et al.*, 2019; Latimer *et al.*, 2017).

Pour ce faire, le revenu moyen pondéré pour les quatre villes ayant des participants à besoins modérés (Montréal, Toronto, Winnipeg et Vancouver) a été calculé à partir des données de Latimer *et al.* (2017), plus précisément les tableaux 1 (nombre de PSI par ville) et 2 (revenus moyens d'emploi de source légale des participants des groupes témoins de chaque ville, besoins modérés et élevés confondus). Ce revenu pondéré s'élève à 1056 \$ par an. Par ailleurs, le tableau 2 de Latimer *et al.* (2019) indique que le revenu d'emploi moyen du groupe témoin à besoins modérés (uniquement) pour l'ensemble de ces quatre villes est de 1120 \$, soit 6 % de plus que 1056 \$. Ce pourcentage a été utilisé pour majorer le revenu moyen des participants du groupe témoin dans Latimer *et al.* (2017) et obtenir une estimation de 853 \$ pour Montréal. Ce montant, en dollars de 2016, a ensuite été ajusté pour tenir compte de l'inflation et présenté en dollars de 2022 (997,82 \$). Les détails des calculs sont présentés à l'annexe 6.

4.3 RÉSULTATS

Les résultats sont présentés en cinq sections, sur la base des objectifs évoqués à la section 2.

- 4.3.1 Les dépenses des organismes de bienfaisance qui servent les PSI;
- 4.3.2 Les dépenses des CISSS, des CIUSSS et du MSSS pour répondre aux besoins des PSI;
- 4.3.3 Les dépenses liées aux services publics qu'utilisent les PSI;
- 4.3.4 Les prestations d'assistance sociale versées aux PSI;
- 4.3.5 Les revenus d'emploi de sources légales des PSI.

La section 4.3.6 regroupe l'ensemble des coûts et des revenus pour présenter l'estimation globale des coûts liés à l'itinérance au Québec en 2022 - 2023.

4.3.1 Coûts liés aux dépenses des organismes de bienfaisance

Le tableau 6 présente l'estimation des coûts liés aux opérations des organismes qui servent les PSI, par type d'organisme et par région sociosanitaire en 2022. Pour l'ensemble des 13 régions sociosanitaires ciblées, le total des dépenses des organismes servant des PSI est de plus de **445 M\$**.

Tableau 6. Estimation des coûts liés aux organismes de bienfaisance qui servent des PSI, par région sociosanitaire, 2022-2023 (en milliers de dollars 2022)^a

	Type d'organisme ^b						Dépenses totales
Région	Héberg. d'urgence	Ress. et héberg. transition	Héberg. victimes de violence	Vocation mixte	Autres	Centres de jour	
Chaudière-Appalaches	0	9 502	6 487	1 787	572	406	18 754
Lanaudière	3976	4 201	4 945	0	1 277	1 211	15 610
Montréal	11 432	46 485	23 503	89 485	9 714	28 813	209 433
Laval	0	1 649	4 772	1 147	1 361	582	9 510
Laurentides	3 565	1 002	7 658	1 616	2 412	530	16 784
Estrie	0	7 971	7 725	292	617	805	17 410
Montérégie	1 801	12 337	10 869	0	3 470	1 159	29 636
Capitale-Nationale	8 717	17 867	9 642	8 790	2 809	1 708	49 533
Mauricie-et-CDQ	0	3 577	8 958	6 618	1 010	2 005	22 169
Saguenay-LSJ	0	5 121	6 834	5 571	0	131	17 657
Outaouais	5 164	4 824	9 006	1 003	2 656	1 477	24 130
Abitibi-Témiscamingue	0	0	5 203	4 937	0	0	10 140
Côte-Nord	0	695	3 920	0	0	0	4 615
Total	34 656 \$	115 231 \$	109 522 \$	121 247 \$	25 900 \$	38 826 \$	445 382 \$

^a Dans ce tableau et les tableaux subséquents, des erreurs d'arrondissement peuvent faire en sorte que les sommes indiquées ne correspondent pas exactement au total des nombres additionnés.

^b Les organismes à vocation mixte combinent au moins deux vocations dans celles des types d'organismes énumérés (p. ex., hébergement d'urgence et ressource de transition); la catégorie « Autres » comprend des organismes non communs à toutes les régions (p. ex., travail de rue). Les dépenses des organismes de bienfaisance sont rapportées dans leur intégralité pour tous les types d'organismes, sauf pour les centres de jour, pour lesquels les dépenses rapportées sont proportionnelles au pourcentage de PSI dans leur clientèle.

4.3.2 Dépenses assumées par les services santé mentale et dépendance des CISSS et CIUSSS et par le MSSS (autres que services hospitaliers, réadaptation, cliniques externes et transferts aux organismes communautaires)

Le tableau 7 présente les dépenses obtenues des services santé mentale et dépendance des différents CISSS et CIUSSS, agrégées à l'échelle régionale lorsque le territoire d'une région était réparti entre plus d'un CIUSSS ou CISSS. Les dépenses estimées par le MSSS sont également incluses. Les dépenses de santé publique, qui ne pouvaient pas toujours être séparées des dépenses indirectes rapportées par les CIUSSS, ont été ajoutées aux dépenses indirectes. Au total, les dépenses assumées par les CISSS et CIUSSS en itinérance s'élèvent à un peu plus de **29,6 M\$**.

Tableau 7. Estimation des dépenses assumées par les CISSS, CIUSSS et le MSSS en itinérance, par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	Dépenses directes	Dépenses indirectes	Coût total estimé (milliers de \$ 2022)
Chaudière-Appalaches	0	270	270 \$
Lanaudière	896	474	1 370 \$
Montréal	5 144	2 565	7 709 \$
Laval	652	128	780 \$
Laurentides	3 174	698	3 872 \$
Estrie	1 570	484	2 054 \$
Montérégie	2 644	434	3 078 \$
Capitale Nationale	1 440	836	2 276 \$
Mauricie-et-CDQ	910	673	1 584 \$
Saguenay-LSJ	603	501	1 103 \$
Outaouais	987	756	1 743 \$
Abitibi-Témiscamingue	1 078	286	1 364 \$
Côte-Nord	224	106	331 \$
MSSS	-	2 315	2 315 \$
Total	19 323	10 526	29 848 \$

4.3.3 Estimation de coûts liés à l'utilisation de services publics

Le tableau 8 présente les coûts unitaires estimés pour chacun des services. L'estimation des coûts liés à l'utilisation des services suivants par les PSI est rapportée par région sociosanitaire, pour l'année 2022-23 : utilisation des services en centre de thérapie ou en centre de réadaptation en dépendance (tableau 9), séjours hospitaliers (tableau 10), séjours en établissement de détention provincial ou dans un quartier cellulaire de poste de police (tableau 11), visites à l'urgence (tableau 12), contacts avec les policiers (tableau 13), comparutions en cour (tableau 14) et transports ambulanciers (tableau 15). Le tableau 16 présente le total des coûts estimés par service et à l'échelle provinciale. Pour chacun des services, le coût total estimé résulte du produit de la multiplication du nombre total de PSI par la fréquence d'utilisation annuelle du service par PSI par le coût unitaire du service. En 2022-2023, pour l'ensemble des 13 régions sociosanitaires incluses dans cet exercice, les coûts liés à l'utilisation des services publics par les PSI s'élèvent à un peu plus de **243,8 M\$**. De ce montant, 97,1 M\$ représentent des coûts autres que ceux de services sociaux et de santé : 66,7 M\$ pour les détentions (y compris dans les quartiers cellulaires de poste de police), qui relèvent principalement du ministère de la Sécurité publique; 27,9 M\$ pour les comparutions en cour, qui peuvent relever du ministère de la Justice ou, selon l'infraction, des municipalités; et 2,5 M\$ pour les activités policières, qui peuvent relever du ministère de la Sécurité publique (Sûreté du Québec) ou des gouvernements municipaux.

Tableau 8. Coûts unitaires des services

Services		Coûts unitaires^a (\$ 2022)^b
Centres de thérapie / CRD		148,64/jour
Hospitalisations	Physique	1158,68/jour
	Psychiatrique : hôpitaux généraux	698,72/jour
	Psychiatrique : hôpitaux psychiatriques	745,53/jour
	Coût pondéré	1018,82/jour
Détention	Hommes	184,92/jour
	Femmes	224,71/jour
	Coût pondéré	190,49/jour
Visites à l'urgence		409,63/visite
Contacts policiers		169,71/contact
Comparutions en cour		3825,98/comparution
Transports ambulanciers		507,95/transport

^aCoûts tirés de Latimer *et al.* (2017), [Appendix 1](#) (voir méthodes, sections 4.2.5.2 et 4.2.5.5), ajustés pour l'inflation.

^b Le pourcentage d'augmentation de l'indice des prix à la consommation au Québec entre 2016 et 2022 est de 17,0 %.

Tableau 9. Estimation des coûts liés à l'utilisation des services en centre de thérapie ou en centre de réadaptation en dépendance (CRD), par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ^a	N ^{bre} PSI centres de thérapie ou CRD 2022 ^a	Utilisation an. (n ^{bre} PSI centres x 365 jours)	Coût total estimé ^b (milliers de dollars 2022)
Chaudière-Appalaches	293	95	34 675	5 154 \$
Lanaudière	314	92	33 580	4 991 \$
Montréal	4690	135	49 275	7 324 \$
Laval	219	3	1095	163 \$
Laurentides	464	99	36 135	5 371 \$
Estrie	664	236	86 140	12 804 \$
Montréal	787	48	17 520	2 604 \$
Capitale-Nationale	927	86	31 390	4 666 \$
Mauricie-CDQ	454	132	48 180	7 161 \$
Saguenay-LSJ	231	0	0	0
Outaouais	706	0	0	0
Abitibi-Témiscamingue	157	0	0	0
Côte-Nord	94	2	730	109 \$
Province	10 000	928	338 720	50 347 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

^a MSSS. (2023) Tableau 12, p. 59; ^b Estimation obtenue en multipliant l'utilisation annuelle par le coût unitaire indiqué au tableau 8.

Tableau 10. Estimation des coûts liés aux séjours hospitaliers, par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ^a	N ^{bre} PSI centres hospitaliers 2022 ^a	Utilisation an. (n ^{bre} PSI hospit. x 365 jours)	Coût total estimé ^b (milliers de dollars 2022)
Chaudière-Appalaches	293	0	0	0
Lanaudière	314	13	4745	4 834 \$
Montréal	4690	136	49 640	50 574 \$
Laval	219	8	2920	2 975 \$
Laurentides	464	8	2920	2 975 \$
Estrie	664	4	1460	1 487 \$
Montréal	787	20	7300	7 437 \$
Capitale-Nationale	927	10	3650	3 719 \$
Mauricie-CDQ	454	5	1825	1 859 \$
Saguenay-LSJ	231	8	2920	2 975 \$
Outaouais	706	11	4015	4 091 \$
Abitibi-Témiscamingue	157	2	730	744 \$
Côte-Nord	94	0	0	0
Province	10 000	225	82 125	83 670 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

^a MSSS. (2023) Tableau 12, p. 59; ^b Estimation obtenue en multipliant l'utilisation annuelle par le coût unitaire pondéré indiqué au tableau 8.

Tableau 11. Estimation des coûts liés aux séjours en établissement de détention provincial et dans un quartier cellulaire de poste de police, par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ^a	N ^{bre} PSI en détention 2022 ^a	Utilisation annuelle (PSI détention x 365 jours)	Coût total estimé ^b (milliers de dollars 2022)
Chaudière- Appalaches	293	0	0	0
Lanaudière	314	0	0	0
Montréal	4690	390	142 350	27 116 \$
Laval	219	45	16 425	3 129 \$
Laurentides	464	25	9 125	1 738 \$
Estrie	664	39	14 235	2 712 \$
Montréal	787	77	28 105	5 354 \$
Capitale- Nationale	927	150	54 750	10 429 \$
Mauricie-CDQ	454	77	28 105	5 354 \$
Saguenay-LSJ	231	40	14 600	2 781 \$
Outaouais	706	86	31 390	5 980 \$
Abitibi- Témiscamingue	157	22	8030	1 530 \$
Côte-Nord	94	8	2920	556 \$
Province	10 000	959	350 035	66 679 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

^a MSSS. (2023) Tableau 12, p. 59; ^b Estimation obtenue en multipliant l'utilisation annuelle par le coût unitaire pondéré indiqué au tableau 8.

Tableau 12. Estimation des coûts liés aux visites à l'urgence, par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ^a	Utilisation an., 2018 (n ^{bre} visites / PSI / an) ^b	Coût total estimé ^c (milliers de dollars 2022)
Chaudière-Appalaches	293	2,08	250 \$
Lanaudière	314	1,92	247 \$
Montréal	4690	1,63	3 132 \$
Laval	219	1,97	177 \$
Laurentides	464	1,83	348 \$
Estrie	664	1,9	517 \$
Montréal	787	1,49	480 \$
Capitale-Nationale	927	2,42	919 \$
Mauricie-CDQ	454	1,82	338 \$
Saguenay-LSJ	231	1,82	172 \$
Outaouais	706	1,55	448 \$
Abitibi-Témiscamingue	157	1,79	115 \$
Côte-Nord	94	1,79	69 \$
Province	10 000	1,76*	7 212 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

^aMSSS (2023) Tableau 12, p.59; ^b Nombre moyen de visites à l'urgence rapportées dans les 12 derniers mois, données du dénombrement de 2018 (voir méthodes, section 4.2.5.4); ^c Estimation obtenue en multipliant l'utilisation annuelle par le coût unitaire indiqué au tableau 8.

* Utilisation annuelle provinciale réajustée (voir méthodes, section 4.2.5.4).

Tableau 13. Estimation des coûts liés aux contacts avec les policiers, par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ^a	Utilisation an., 2018 (n ^{bre} contacts/PSI/an) ^b	Coût total estimé ^c (milliers de dollars 2022)
Chaudière-Appalaches	293	0,82	41 \$
Lanaudière	314	1,33	71 \$
Montréal	4690	1,67	1 329 \$
Laval	219	1,21	45 \$
Laurentides	464	1,86	146 \$
Estrie	664	0,97	109 \$
Montréal	787	0,68	91 \$
Capitale-Nationale	927	1,56	245 \$
Mauricie-CDQ	454	1,3	100 \$
Saguenay-LSJ	231	1,17	46 \$
Outaouais	706	1,92	230 \$
Abitibi-Témiscamingue	157	1,44	38 \$
Côte-Nord	94	1,44	23 \$
Province	10 000	1,48*	2 515 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

^aMSSS (2023) Tableau 12, p. 59; ^b Nombre moyen de contacts rapportés avec les policiers (avoir été aidé, arrêté, fouillé, ou avoir reçu une contravention) dans les 12 derniers mois, données du dénombrement de 2018 (voir méthodes, section 4.2.5.4). ^c Estimation obtenue en multipliant l'utilisation annuelle par le coût unitaire indiqué au tableau 8.

* Utilisation annuelle provinciale réajustée (voir méthodes, section 4.2.5.4)

**Tableau 14. Estimation des coûts liés aux comparutions en cour, par région
socio-sanitaire, 2022-2023**

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ^a	Utilisation an., 2018 (n ^{bre} comparution/PSI/an) ^b	Coût total estimé ^c (milliers de dollars 2022)
Chaudière- Appalaches	293	0,73	818 \$
Lanaudière	314	0,73	877 \$
Montréal	4 690	0,73	13 099 \$
Laval	219	0,73	612 \$
Laurentides	464	0,73	1 296 \$
Estrie	664	0,73	1 855 \$
Montréal	787	0,73	2 198 \$
Capitale- Nationale	927	0,73	2 589 \$
Mauricie-CDQ	454	0,73	1 268 \$
Saguenay-LSJ	231	0,73	645 \$
Outaouais	706	0,73	1 972 \$
Abitibi- Témiscamingue	157	0,73	438 \$
Côte-Nord	94	0,73	263 \$
Province	10 000	0,73	27 930 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

^a MSSS. (2023) Tableau 12, p. 59; ^b Fréquence annuelle moyenne des comparutions en cour rapportée dans Ly, A. H. T. (2014) Tableau XXIV, p. 102 (voir méthodes, section 4.2.5.5); ^c Estimation obtenue en multipliant l'utilisation annuelle par le coût unitaire indiqué au tableau 8.

Tableau 15. Estimation des coûts liés aux transports ambulanciers, par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ^a	Utilisation an., 2018 (n ^{bre} transport/PSI/an) ^b	Coût total estimé ^c (milliers de dollars 2022)
Chaudière-Appalaches	293	1,08	161 \$
Lanaudière	314	1,08	172 \$
Montréal	4 690	1,08	2 573 \$
Laval	219	1,08	120 \$
Laurentides	464	1,08	255 \$
Estrie	664	1,08	364 \$
Montréal	787	1,08	432 \$
Capitale-Nationale	927	1,08	509 \$
Mauricie-CDQ	454	1,08	249 \$
Saguenay-LSJ	231	1,08	127 \$
Outaouais	706	1,08	387 \$
Abitibi-Témiscamingue	157	1,08	86 \$
Côte-Nord	94	1,08	52 \$
Province	10 000	1,08	5 486 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

^a MSSS. (2023) Tableau 12, p. 59; ^b Fréquence annuelle moyenne des transports ambulanciers rapportée dans Ly, A. H. T. (2014) Tableau XXIV, p. 102 (voir méthodes, section 4.2.5.5); ^c Estimation obtenue en multipliant l'utilisation annuelle par le coût unitaire indiqué au tableau 8.

Tableau 16. Coûts totaux de l'utilisation annuelle des services dans 13 régions sociosanitaires au Québec, 2022-2023

Services	Utilisation totale annuelle	Coûts unitaires (\$ 2022)	Coûts totaux ^b (milliers de dollars 2022)
Transports ambulanciers	10 800	507,95/transport	5 486 \$
Visites à l'urgence	17 605*	409,63/visite	7 212 \$
Hospitalisations	82 125	1018,82/jour	83 670 \$
Centres de thérapie / CRD	338 720	148,64/jour	50 347 \$
Contacts policiers	14 821*	169,71/contact	2 515 \$
Comparutions en cour	7 300	3825,98/comparution	27 930 \$
Détention	350 035	190,49/jour	66 679 \$
Total ^c			243 838 \$

* Moyennes ajustées (voir méthodes, section 4.2.5.4); ^b Les nombres recopiés dans la colonne de droite proviennent de calculs plus précis que ce qui est représenté dans le tableau; ^c La somme est à un dollar près à cause d'erreurs d'arrondissement.

4.3.4. Estimation des coûts liés aux prestations d'assistance sociale

Le tableau 17 présente l'estimation des coûts liés aux prestations d'aide sociale et de solidarité sociale reçues par les PSI entre avril 2022 et mars 2023, par région. Le coût total estimé est obtenu en multipliant le nombre de PSI recevant des prestations par la prestation annuelle moyenne versée aux PSI (10 472 \$, voir méthodes, section 4.6). Le montant total estimé pour les 13 régions sociosanitaires incluses dans l'exercice est près de **58,8 M\$ CA**.

Tableau 17. Estimation des coûts liés aux prestations d'assistance sociale (aide sociale et solidarité sociale), par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ^a	N ^{bre} de PSI ayant déclaré recevoir aide sociale ou solidarité sociale ^b , dénombrement 2022	Coût total estimé (milliers de dollars 2022)
Chaudière-Appalaches	293	184	1 929 \$
Lanaudière	314	185	1 939 \$
Montréal	4690	2613	27 362 \$
Laval	219	88	917 \$
Laurentides	464	287	3 007 \$
Estrie	664	472	4 939 \$
Montréal	787	437	4 580 \$
Capitale-Nationale	927	442	4 629 \$
Mauricie-CDQ	454	270	2 831 \$
Saguenay-LSJ	231	109	1 142 \$
Outaouais	706	398	4 171 \$
Abitibi-Témiscamingue	157	74	776 \$
Côte-Nord	94	51	530 \$
Province	10 000	5610	58 751 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

^a MSSS. (2023) Tableau 12, p. 59; ^b Nombre de PSI estimé sur la base des pourcentages de PSI ayant mentionné « Programme d'assistance sociale » comme source de revenu (voir Méthodes section 4.2.5.6).

4.3.5. Estimation des revenus d'emploi de sources légales

Le tableau 18 présente l'estimation des revenus d'emploi de sources légales par les PSI en 2022, par région. La valeur totale estimée est obtenue en multipliant le nombre de PSI par le revenu annuel moyen (997,82 \$ par PSI, voir méthodes, section 3.7). En 2022, le total des revenus légaux d'emploi estimés s'élève à **1,6 M\$**.

Tableau 18. Estimation des revenus d'emploi, par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ¹	N ^{bre} de PSI ayant déclaré des revenus d'emploi ² , dénombrement 2022	Valeur totale estimée (milliers de dollars 2022)
Chaudière- Appalaches	293	64	64 \$
Lanaudière	314	75	75 \$
Montréal	4690	797	796 \$
Laval	219	50	50 \$
Laurentides	464	60	60 \$
Estrie	664	60	60 \$
Montréal	787	126	126 \$
Capitale- Nationale	927	158	157 \$
Mauricie-CDQ	454	32	32 \$
Saguenay-LSJ	231	32	32 \$
Outaouais	706	71	70 \$
Abitibi- Témiscamingue	157	22	22 \$
Côte-Nord	94	16	16 \$
Province	10 000	1564	1 560 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

1. MSSS. (2023) Tableau 12, p. 59; 2. MSSS. (2023) Nombre de PSI établi sur la base des pourcentages de PSI ayant déclaré recevoir des revenus (légaux), figures « Sources de revenus », par région.

4.3.6. Estimation des coûts totaux liés à l'itinérance au Québec

Comme évoqué précédemment, la perspective sociétale modifiée adoptée dans le cadre de cet exercice implique de soustraire les revenus d'emploi de l'ensemble des coûts pour obtenir une estimation finale des coûts totaux liés à l'itinérance au Québec. Le tableau 19 présente les valeurs associées aux différentes catégories de coûts et à celles des revenus par région sociosanitaire en 2022-2023. En 2022-2023, le total des coûts liés à l'itinérance au Québec était estimé à environ **776,3 M\$**.

Tableau 19. Coûts totaux liés à l'itinérance au Québec, par région sociosanitaire, 2022-2023

Régions	Organismes bien-faisance	Dépenses CISSS, CIUSSS et MSSS	Services publics	Assistance sociale	Revenu	Coût total estimé (milliers de dollars 2022)
Chaudière-Appalaches	18 754	270	6 424	1 929	(64)	27 312 \$
Lanaudière	15 610	1 370	11 193	1 939	(75)	30 037 \$
Montréal	209 433	7 709	105 147	27 362	(796)	348 855 \$
Laval	9 510	780	7 220	917	(50)	18 377 \$
Laurentides	16 784	3 872	12 129	3 007	(60)	35 731 \$
Estrie	17 410	2 054	19 848	4 939	(60)	44 191 \$
Montréal	29 636	3 078	18 596	4 580	(126)	55 765 \$
Capitale-Nationale	49 533	2 276	23 076	4 629	(157)	79 357 \$
Mauricie-CDQ	22 169	1 584	16 330	2 831	(32)	42 881 \$
Saguenay-LSJ	17 657	1 103	6 746	1 142	(32)	26 616 \$
Outaouais	24 130	1 743	13 108	4 171	(70)	43 081 \$
Abitibi-Témiscamingue	10 140	1 364	2 951	776	(22)	15 210 \$
Côte-Nord	4 615	331	1 071	530	(16)	6 531 \$
MSSS		2 315				2 315 \$
Province	445 382	29 848	243 838	58 751	(1 560)	776 259 \$

5. DISCUSSION

Ce projet comportant plusieurs volets a permis de dégager des conclusions importantes.

Tout d’abord, de nombreuses études se sont intéressées au lien entre deux variables économiques – le taux de chômage et le prix des loyers, mesurés de différentes façons – et le taux d’itinérance dans une ville ou un secteur géographique. Utilisant des bases de données diverses et des méthodes statistiques souvent différentes les unes des autres, leurs résultats suggèrent fortement qu’une hausse du prix des loyers tend à augmenter le nombre de personnes en situation d’itinérance. En revanche, une hausse du taux de chômage semble avoir un effet plus ténu.

Par ailleurs, selon des résultats déjà disponibles dans la littérature scientifique, le Logement d’abord coûte environ la moitié du coût de l’intervention elle-même ou moins encore, une fois que l’on tient compte de la réduction des coûts d’autres services, tels que l’hébergement d’urgence et divers services de santé. Parmi les interventions disponibles, celle du Logement d’abord est la plus efficace pour loger les personnes en situation d’itinérance. Mise de l’avant dans le Plan interministériel en itinérance 2021-2026 sous le nom de « stabilité résidentielle avec accompagnement » (SRA), elle est utilisée avec un certain succès au Québec depuis plus de 15 ans. Son efficacité se bute toutefois à divers obstacles : le manque de formation des intervenants de plusieurs équipes SRA, les délais dans l’obtention d’appartements conventionnés par certains offices d’habitation et le manque d’accès à des appartements décents et abordables (Latimer & Falvo, 2024).

Nous avons également constaté que très peu d’études se sont intéressées aux aspects économiques du logement de transition. Il existe certaines situations dans lesquelles le logement de transition est manifestement nécessaire, entre autres, pour les femmes fuyant la violence conjugale (maisons de première étape et de seconde étape) et, souvent, pour les jeunes qui ne cherchent pas encore un logement permanent, mais plutôt un milieu de vie favorisant divers apprentissages. Toutefois, dans de nombreux cas où le logement de transition a été utilisé au Québec, il est difficile d’en voir la pertinence. Plus de 80 % des personnes ayant des problèmes de santé mentale – en situation d’itinérance ou non – disent préférer vivre en logement autonome, ce qui est normalement associé au fait de pouvoir y demeurer aussi longtemps que souhaité (Richter & Hoffmann, 2017). La nécessité de déménager impose divers coûts – celui du déménagement lui-même, l’achat de nouveaux équipements, etc. – qui pourraient être évités si la personne pouvait s’installer dans son logement pour aussi longtemps qu’elle le souhaite.

Ensuite, nous avons conclu, après l’examen d’une littérature très limitée, que l’assistance sociale n’augmente pas l’itinérance. Au contraire, au moins pour certains groupes, différentes formes d’aide financière semblent augmenter les chances que les individus et les ménages accèdent à un logement et y demeurent. Un modeste effet désincitatif à l’emploi semble s’exercer, du moins pour les personnes dont le niveau d’éducation est moins élevé, mais celui-ci peut au moins être atténué par des programmes de soutien à l’emploi, comme prévu dans la mesure 8.2 du Plan d’action interministériel en itinérance 2021-2026. Cela dit, les programmes d’assistance sociale dont les

effets ont été évalués dans les études recensées différents des programmes en vigueur au Québec, ce qui pourrait réduire la portée de ces conclusions.

Enfin, nous présentons une première tentative d'estimation des coûts associés à l'itinérance au Québec, au cours de l'année fiscale 2022-2023. L'estimation que nous avons produite, soit d'environ 776 millions \$, doit être interprétée avec soin.

Tout d'abord, nous n'avons pas tenté d'estimer simplement les coûts supplémentaires provenant du fait que des personnes en situation d'itinérance existent sur le territoire québécois. Certains coûts, comme les dépenses administratives directement liées à l'itinérance que doivent faire les CISSS et CIUSSS, disparaîtraient si tout le monde était logé; ou seraient grandement réduits si presque tout le monde l'était. Mais les personnes en situation d'itinérance tendent à être en mauvaise santé, à avoir des démêlés avec la justice, etc. et ces aspects de leur situation demeurent dans une grande mesure lorsqu'elles sont logées. Ce que nous avons cherché à estimer, c'est l'ensemble des coûts associés à ces personnes. Nous reviendrons plus bas sur ce que cela entraîne en termes de politiques publiques.

Ensuite, les limites de notre méthodologie font en sorte que nous avons vraisemblablement obtenu un nombre bien en deçà de la réalité. Plusieurs coûts n'ont pas pu être comptabilisés ou ont été comptabilisés incomplètement, entre autres :

- Les coûts des gouvernements municipaux, mise à part une partie des coûts associés aux services policiers. En plus du grand nombre de postes de gestion consacrés au phénomène, de très nombreux services municipaux sont touchés par la présence de personnes en situation d'itinérance dans l'espace public : bibliothèques, piscines, haltes-chaleur dans certains cas, etc. (Nous avons fait des démarches pour obtenir une estimation de ces coûts, comme nous l'avons fait pour les CIUSSS et les CISSS, mais n'avons pu les obtenir à temps.)
- Les coûts du gouvernement provincial sont également sous-estimés. Nous n'avons pas obtenu les dépenses d'autres ministères que le MSSS (Société d'habitation du Québec, ministère des Affaires municipales et de l'Habitation, ministère de la Sécurité publique), et les dépenses des CIUSSS et CISSS ne comprennent que celles associées à la santé mentale et aux dépendances.
- Les coûts des commerçants, qui, notamment à cause de l'utilisation accrue de stimulants, tels que la méthamphétamine en cristaux, dépensent des sommes de plus en plus importantes pour employer des agents de sécurité et effectuer des activités de nettoyage et de réparation.
- Les coûts des offices d'habitation. Nous aurions pu considérer les coûts des suppléments au loyer accordés aux personnes en situation d'itinérance comme faisant partie des coûts associés à l'itinérance. Cela aurait été cohérent avec le choix d'inclure les dépenses d'organismes communautaires pour des suppléments au loyer financés par le programme

Vers un chez-soi. De même pour les coûts d'intervenants à l'emploi des offices d'habitation qui administrent ces suppléments.

- Le coût du dénombrement de 2022 est partiellement reflété dans les dépenses indirectes attribuées aux CIUSSS et aux CISSS, mais n'est pas complètement comptabilisé. Il manque notamment la part des coûts assumée par l'Institut national de santé publique.
- Les coûts des médicaments consommés par les personnes en situation d'itinérance n'ont pas été inclus. Dans le cadre du projet Chez Soi, ceux-ci avaient été estimés (à partir des données de la Régie d'assurance maladie du Québec, pour un échantillon d'environ 180 personnes recevant les services usuels) à environ 3000 \$ par année en moyenne, en dollars de 2011 (Ly, 2014).
- Nous n'avons pas pu obtenir les dépenses de nombreux organismes communautaires œuvrant, en tout ou en partie, auprès de personnes en situation d'itinérance, surtout lorsque ces organismes n'étaient pas reconnus par l'Agence du revenu Canada comme des organismes de bienfaisance. Dans d'autres cas, nous avons inclus l'ensemble des dépenses d'organismes qui n'œuvrent pas uniquement auprès de personnes en situation d'itinérance, ce qui compense en partie le biais qui vient d'être mentionné. Globalement, nous croyons probable que notre estimation des dépenses d'organismes communautaires en itinérance sous-estime la valeur réelle.
- Nous avons compté seulement les dépenses assumées par les personnes alors qu'elles étaient en situation d'itinérance. Le soir du dénombrement, de nombreuses personnes avaient vécu un épisode d'itinérance au cours de l'année, mais n'étaient pas en itinérance ce jour-là : il est difficile d'en évaluer le nombre, mais vraisemblablement des dizaines de milliers. Leurs coûts n'ont été comptés, implicitement, que pendant leur épisode d'itinérance. Cette approche donne une estimation plus conservatrice que si l'on comptait sur toute une année les dépenses d'une personne n'ayant été en situation d'itinérance qu'une partie de l'année, voire un seul jour. Cette seconde façon de procéder a été utilisée pour l'estimation des coûts annualisés des participants du groupe témoin dans le projet At Home/Chez Soi. Les coûts moyens sur une année ont été estimés même si le participant avait passé une partie de l'année en logement stable. Des chercheurs de l'Observatoire canadien sur l'itinérance se sont basés sur les résultats préliminaires de cette étude pour estimer qu'en dollars de 2011, pour 2010 environ, les coûts associés à l'itinérance au Canada s'élevaient à 7,05 milliards \$ (Gaetz *et al.*, 2013). Ce total est plus élevé que ce à quoi on pourrait s'attendre : il est presque 10 fois supérieur à notre estimation, sans tenir compte de l'inflation, alors que le Québec représente moins du quart de la population du Canada.
- Les coûts estimés n'incluent pas ceux liés à l'utilisation des ressources par les personnes en situation d'itinérance *cachée* (à l'exception des coûts des organismes communautaires que ces personnes auraient pu fréquenter et dont les coûts sont comptabilisés ici). Au cours des cinq années précédentes au Québec, la prévalence de l'itinérance cachée était environ

quatre fois plus élevée que celle de l'itinérance visible en 2020-2021 (Institut de la statistique du Québec, 2023).

- Les coûts de 13 régions seulement ont été comptabilisés. L'ajout des régions manquantes (p. ex., Bas-St-Laurent et Gaspésie-Îles-de-la-Madeleine) aurait toutefois eu peu d'impact sur les résultats.

Si nous avions pu inclure tous ces coûts tangibles, surtout ceux assumés par les gouvernements municipaux, il est probable que notre estimation aurait été nettement plus élevée – fort possiblement, deux ou trois fois plus élevée. Il faut donc interpréter cette étude comme une première approximation, donnant surtout un aperçu du grand nombre de coûts différents dont il faudrait tenir compte.

De plus, cette estimation ne tient pas compte des coûts intangibles associés, pour la population générale, à la présence de personnes en situation d'itinérance dans les espaces publics, par exemple, les coûts liés à la détresse causée par l'empathie à l'égard des personnes en situation d'itinérance, l'inconfort à les rencontrer et la perte du sentiment de sécurité. Une étude européenne a rapporté que, parmi 5631 répondants répartis dans 8 pays européens, 42,3 % étaient disposés à payer des impôts plus élevés pour que des programmes de type Logement d'abord soient offerts dans leur pays, et le montant moyen que les répondants étaient disposés à payer était de 28,2 € (± 11) (Loubière *et al.*, 2020). Cela suggère qu'au sein de la population générale, il existe un désir sous-jacent assez répandu de réduire l'itinérance, qu'on peut supposer motivé par des facteurs tels que l'empathie ou l'inconfort et qui représente l'équivalent d'un coût réel pour ces personnes.

L'ordre de grandeur du nombre 776 millions \$ est cohérent avec le résultat d'une analyse tirée du projet Chez Soi. Dans ce projet, le coût moyen des services fournis à une personne en situation d'itinérance ayant des problèmes de santé mentale, sans compter l'estimation des coûts indirects assumés par les CISSS ou CIUSSS, s'élevait à 56 406 \$ par année en dollars de 2016 (Latimer *et al.*, 2017), ce qui équivaut à environ 65 995 \$ en dollars de 2022-2023. Si l'on multiplie ce montant par 10 000, on obtient environ 660 millions \$. Ce nombre est inférieur d'environ 15 % à l'estimation obtenue dans ce rapport. La méthodologie utilisée pour le projet Chez Soi ne tenait pas compte toutefois des coûts administratifs équivalant à ceux assumés par les CISSS, CIUSSS et le MSSS, estimés ici à 10,5 millions \$. De façon plus significative, il est possible que la comptabilisation des dépenses des organismes communautaires, même si elle est incomplète, contribue à donner une estimation plus élevée parce que les données auto-rapportées par les personnes peuvent être incomplètes.

Les coûts varient substantiellement d'une région à l'autre. Cette variation, qui découle de la méthodologie utilisée, reflète en grande partie celle dans l'estimation du nombre de personnes en situation d'itinérance dans chaque région. Par exemple, Montréal accapare 45 % des coûts estimés (environ 349 millions \$ sur un total de 776 millions \$), alors que le dénombrement de 2022 lui attribuait 46,9 % des personnes en situation d'itinérance visible (4690 sur 10 000). (La correspondance n'est pas parfaite en partie parce que la méthodologie utilisée ici attribue un coût

différent selon le type de lieu où une personne a passé la nuit.) Il convient de noter que la proportion de personnes en situation d'itinérance visible qui se retrouve dans chaque région est différente de la proportion de la population provinciale que chaque région représente. Prenant encore une fois la région de Montréal (c'est-à-dire, ici, l'île de Montréal), on note que sa population ne représente qu'environ 24 % de la population provinciale (2,2 millions sur 9 millions en 2024). Les facteurs de risque pour l'itinérance, notamment le prix des loyers et d'autres facteurs, tels que le taux de pauvreté, la violence conjugale, etc., varient d'une région à l'autre. De plus, les personnes en situation d'itinérance peuvent se déplacer d'une région à l'autre et ces migrations (qui ne sont pas bien documentées) pourraient avoir eu pour effet net d'augmenter la proportion de personnes en situation d'itinérance dans certaines régions, telles que Montréal.²³

De plus, cette estimation porte sur l'année 2022-2023. On sait que le nombre de personnes en situation d'itinérance a augmenté depuis. L'énumération (dénombrement partiel) des personnes en situation d'itinérance hébergée menée en avril 2024 suggère un rythme d'augmentation du nombre de personnes en situation d'itinérance d'environ 10 % par an entre octobre 2022 et avril 2024 (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2024). L'impact de cette augmentation sur les coûts s'est vraisemblablement accru, entre autres parce que l'utilisation de la méthamphétamine en cristaux, en particulier, est en hausse parmi les personnes en situation d'itinérance. En effet, plusieurs sources sur le terrain indiquent que la méthamphétamine en cristaux est consommée de plus en plus à Montréal, comme dans d'autres villes canadiennes, notamment par des personnes en situation d'itinérance (Cactus Montréal, 2023; CATIE, 2022; Maari, 2025; TRAC, 2024). Or, ce type de drogue augmente le risque de psychose, diminue l'empathie et accroît ainsi le risque d'agressivité (Glasner-Edwards & Mooney, 2014; McKetin *et al.*, 2014; Zacher *et al.*, 2024). Par conséquent, son utilisation mène à une hausse des coûts en services judiciaires (Rahimi *et al.*, 2023; Voce *et al.*, 2025) de même qu'à un recours accru aux urgences hospitalières et aux hospitalisations (Calcaterra *et al.*, 2024; Rahimi *et al.*, 2023).

Comment interpréter les résultats de cet exercice en ce qui concerne les politiques publiques? Le coût estimé d'environ 776 millions \$ représente approximativement 1,3 % des dépenses en santé et services sociaux du gouvernement du Québec en 2022-2023, qui s'élevaient à 59,3 milliards \$ (Ministère de la Santé et des Services sociaux, 2025). Si l'on retranche 97,1 millions pour d'autres ministères ou pour les administrations municipales, le coût total diminue à 679 millions \$ et le pourcentage, à 1,1 %. Comme déjà signalé, selon l'expérience du projet At Home/Chez Soi et d'études semblables menées dans d'autres pays, l'offre d'un logement permanent et d'un soutien psychosocial de durée, d'intensité et de nature adaptées à toutes les personnes présentement en situation d'itinérance chronique engendrerait un coût (intervenants psychosociaux, suppléments au

²³ Le dénombrement de Montréal de 2018 rapporte que, sur 1591 répondants, 32 % avaient toujours habité à Montréal tandis que, à l'autre extrême, 11 % n'y habitaient que depuis moins d'un an. (Latimer E et Bordeleau F, pour l'équipe de Je Compte MTL 2018. Dénombrement des personnes en situation d'itinérance sur l'île de Montréal le 24 avril 2018. Ville de Montréal et CIUSSS du Centre-Sud-de-l'Île-de-Montréal, 25 mars 2019, Figure 3). Mais ces données ne suffisent pas à établir le solde migratoire de personnes en situation d'itinérance entre les régions.

loyer, etc.) qui serait vraisemblablement contrebalancé par une réduction d'au moins 50 % de ce coût sur un horizon d'environ deux ans.

De plus, pour réduire l'itinérance de façon considérable avec un minimum de ressources, il faudrait aussi mettre en place des interventions à large échelle visant à la prévenir. Le domaine de la prévention de l'itinérance est moins bien étudié que le Logement d'abord, et on ne connaît pas l'ensemble de dispositifs (par exemple : banques de loyer, services d'accompagnement pour les personnes ayant un trouble d'accumulation compulsive, maisons de deuxième étape pour les femmes fuyant la violence conjugale, hausse des allocations-logement aux personnes à faible revenu) qui donnerait les meilleurs résultats au moindre coût. Ainsi, il est très difficile d'estimer le coût total et l'ampleur relative du contrebalancement de coûts qui résulterait d'une politique vigoureuse visant à réduire grandement l'itinérance. Cela étant dit, si l'on se fie aux résultats du projet At Home/Chez Soi et d'autres études semblables, de nombreuses utilisations de services d'hébergement d'urgence, de logements de transition, de services de santé et de services d'urgence pourraient être évitées. Ainsi, les ressources déployées, même si elles étaient plus élevées au moins les premières années, le seraient de façon à meilleur escient.

L'enquête de la coroner M^e Stéphanie Gamache sur le décès de Raphael André dans une toilette chimique à Montréal durant la nuit du 16 au 17 janvier 2021 illustre le manque de coordination actuel des services. Son rapport relate les nombreuses interventions liées aux problèmes de santé et de dépendance de cet homme qui ont eu lieu durant les deux dernières années de sa vie. La description de ces services comprendrait plus de 4000 pages, selon le rapport (Gamache, 2025). La recherche abondante sur les effets d'un suivi intensif sur l'utilisation de services par des personnes telles que M. André est claire : un accompagnement soutenu dans le temps aurait permis de diminuer – de rationaliser – les services utilisés par celles-ci (Bond et al., 2001; Latimer, 1999; Latimer et al., 2019; Latimer et al., 2020; Tinland et al., 2020). Cette personne en situation d'itinérance qui a engendré des coûts importants pour le réseau de la santé et des services sociaux parce qu'elle ne recevait aucun accompagnement soutenu dans le temps ne représente certainement qu'un cas parmi des centaines d'autres, voire plus, au Québec.

De plus, à long terme, les coûts évités seraient vraisemblablement plus grands. L'expérience de programmes SRA au Québec, ainsi que les résultats du projet At Home/Chez Soi, provenant de cinq villes canadiennes dont Montréal, indique qu'une fois stabilisées en logement, en moyenne, les personnes recevant l'intervention Logement d'abord ont besoin d'une intervention moins intensive dès la seconde année qu'au début de leur retour en logement stable (Latimer et al., 2019; Latimer et al., 2020). Une étude de modélisation menée à partir des données du projet Chez Soi suggère même que, sur un horizon de 10 ans, le Logement d'abord permettrait d'éviter plus que la totalité des coûts de cette intervention (Rochon, 2020).

Enfin, on peut se demander s'il serait plus économique d'avoir recours à des programmes ciblés, tels que le Logement d'abord et divers types d'interventions préventives destinées à des populations à risque, qu'à des programmes visant un plus grand nombre de personnes, tels que l'allocation-

logement ou le revenu de base universel. Il doit être clair que, si l'objectif est uniquement de réduire l'itinérance, une approche plus ciblée sera plus économique. Un revenu de base universel, surtout si celui-ci était élevé, profiterait à de nombreuses personnes qui n'auraient jamais vécu d'épisode d'itinérance de toute façon. De tels programmes universels pourraient présenter d'autres bénéfices que prévenir l'itinérance (Gibson *et al.*, 2020). Quoiqu'on ait beaucoup d'information sur des types de programmes efficaces pour réduire l'itinérance, on ne connaît pas à l'heure actuelle le chemin le moins coûteux pour y parvenir. Cela n'est pas particulier à l'itinérance : on ne connaît pas non plus le chemin le moins coûteux pour améliorer, par exemple, la santé de la population. D'autres études sont nécessaires pour éclaircir davantage cette question. Bien sûr, cela n'empêche pas de poursuivre les efforts en cours, par exemple, en appliquant à plus large échelle des politiques que l'on sait efficaces et efficientes, comme le Logement d'abord.

RÉFÉRENCES

- Assemblée nationale du Québec. (2025). *Rapport statistique sur la clientèle des programmes d'assistance sociale*. (No de la notice : 944902). Extrait de https://www.bibliotheque.assnat.qc.ca/DepotNumerique_v2/AffichageNotice.aspx?idn=710
- Aubry, T., Bloch, G., Brcic, V., Saad, A., Magwood, O., Abdalla, T., Alkhateeb, Q., Xie, E., Mathew, C., Hannigan, T., Costello, C., Thavorn, K., Stergiopoulos, V., Tugwell, P., & Pottie, K. (2020). Effectiveness of permanent supportive housing and income assistance interventions for homeless individuals in high-income countries: a systematic review. *The Lancet Public Health*, 5(6), e342-e360. <https://doi.org/https://dx.doi.org/10.1016/S2468-2667%2820%2930055-4>
- Aubry, T., Goering, P., Veldhuizen, S., Adair, C., Bourque, J., Distasio, J., Latimer, E., Stergiopoulos, V., Somers, J., Streiner, D., & Tsemberis, S. (2016). A randomized controlled trial in five Canadian cities of the effectiveness of Housing First with Assertive Community Treatment for persons with serious mental illness and a history of homelessness. *Psychiatric Services*, 67(3), 275-281.
- Axe, J., Childs, E., & Manion, K. (2020). In search of employment: Tackling youth homelessness and unemployment. *Children and Youth Services Review*, 113, 104704. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2019.104704>
- Baggett, T. P., Chang, Y., Singer, D. E., Porneala, B. C., Gaeta, J. M., O'Connell, J. J., & Rigotti, N. A. (2015). Tobacco-, alcohol-, and drug-attributable deaths and their contribution to mortality disparities in a cohort of homeless adults in Boston. *American Journal of Public Health*, 105(6), 1189-1197. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2014.302248>
- Bargain, O., & Doorley, K. (2011). Caught in the trap? Welfare's disincentive and the labor supply of single men. *Journal of Public Economics*, 95(9), 1096-1110. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2011.05.007>
- Barry, R., Anderson, J., Tran, L., Bahji, A., Dimitropoulos, G., Ghosh, S. M., Kirkham, J., Messier, G., Patten, S. B., Rittenbach, K., & Seitz, D. (2024). Prevalence of mental health disorders among individuals experiencing homelessness: a systematic review and meta-analysis. *JAMA Psychiatry*. <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2024.0426>
- Batterham, D. (2012). The structural drivers of homelessness exploring the relationships between housing market, labour market, demographics, service availability and homelessness in Victoria. *6th Australasian Housing Researchers' Conference, AHRC 2012*. <https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-84875665618&partnerID=40&md5=620e117e76a0c36189ec5953951c8844>

- Bellot, C., Poisson, J., Lesage-Mann, É., Fortin, V., & Sylvestre, M.-E. (2024). *La judiciarisation de l'itinérance à Québec : Des constats de plus en plus alarmants*. [Judiciarisation de l'itinérance à Québec: des constats de plus en plus alarmants - Observatoire des profilages](#)
- Benjaminsen, L. (2023). Chapter 6. Homelessness and welfare systems. In J. Bretherton, & Pleace, N. (Ed.), *The Routledge Handbook of Homelessness* (1st ed., pp. 60-70). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781351113113>
- Benjaminsen, L., & Andrade, S. B. (2015). Testing a typology of homelessness across welfare regimes: Shelter use in Denmark and the USA. *Housing Studies*, 30(6), 858-876. <https://doi.org/10.1080/02673037.2014.982517>
- Blid, M., Gerdner, A., & Bergmark, A. (2008). Prediction of homelessness and housing provisions in Swedish municipalities. *European Journal of Housing Policy*, 8(4), 399-421. <https://proxy.library.mcgill.ca/login?url=https://www.proquest.com/scholarly-journals/prediction-homelessness-housing-provisions/docview/56891664/se-2?accountid=12339>
- Bond, G. R., Drake, R. E., Mueser, K. T., & Latimer, E. (2001). Assertive Community Treatment for people with severe mental illness - critical ingredients and impact on patients. *Disease Management and Health Outcomes*, 9(3), 141-159.
- Bonin, J.-P., Fournier, L., Blais, R., Perreault, M., & White, N. D. (2010). Health and mental health care utilization by clients of resources for homeless persons in Quebec City and Montreal, Canada: A 5-year follow-up study. *The journal of behavioral health services & research*, 37(1), 95-110. <https://doi.org/10.1007/s11414-009-9184-0>
- Boucher, M.-P., Desbiens, A., Dupuis, M.-J., Gagné, D., & Noiseux, Y. (2020). *Pourquoi les personnes assistées sociales considérées « sans contraintes à l'emploi » ne travaillent-elles pas?* Groupe de recherche interuniversitaire et interdisciplinaire sur l'emploi la pauvreté et la protection sociale (GIREP). <https://www.gireps.org/publications/pourquoi-les-personnes-assistees-sociales-considerees-sans-contraintes-a-lemploi-ne-travaillent-elles-pas/>
- Boullion, A., Holland, M. L., Brock, S. E., & Incaudo, G. A. (2022). Rural families experiencing homelessness: Demographics, program design, outcome of high barrier transitional housing and rehabilitation program. *Journal of Child and Family Studies*, 31(7), 1823-1837. <https://doi.org/10.1007/s10826-021-02144-6>
- Bramley, G., & Wood, J. (2024). The Economics of Homelessness. In K. Gibb, A. Leishman, G. Marsh, R. Meen, J. Ong Vifor, & C. Watkins (Eds.), *The Routledge handbook of housing economics* (pp. 104-117). Routledge.
- Brewer, M., Browne, J., Emmerson, C., Hood, A., & Joyce, R. (2019). The curious incidence of rent subsidies: Evidence of heterogeneity from administrative data. *Journal of Urban Economics*, 114. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.103198>
- Byrne, T., Munley, E. A., Fargo, J. D., Montgomery, A. E., & Culhane, D. P. (2013). New perspectives on community-level determinants of homelessness. *Journal of Urban Affairs*, 35(5), 607-625.

<https://proxy.library.mcgill.ca/login?url=https://www.proquest.com/scholarly-journals/new-perspectives-on-community-level-determinants/docview/1494000003/se-2?accountid=12339>

- Byrne, T. H., Henwood, B. F., & Orlando, A. W. (2021). A rising tide drowns unstable boats: How inequality creates homelessness. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 693, 28-45. <https://proxy.library.mcgill.ca/login?url=https://www.proquest.com/scholarly-journals/rising-tide-drowns-unstable-boats-how-inequality/docview/2572867664/se-2?accountid=12339>
- Cactus Montréal. (2023). *Rapport d'activités 2022/2023*.
- Calcaterra, S. L., Yamkovoy, K., Swathi, P. A., Ciccarone, D., del Pozo, B., Englander, H., Wang, J., & Barocas, J. A. (2024). U.S. trends in methamphetamine-involved psychiatric hospitalizations in the United States, 2015–2019. *Drug and Alcohol Dependence*, 262, 111409. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2024.111409>
- Campbell, K., Bond, G. R., & Drake, R. E. (2011). Who benefits from supported employment: A meta-analytic study. *Schizophrenia Bulletin*, 37 (2), 370-380.
- CATIE. (2022). *Methamphetamine: An overview of trends in Canada, its role in the drug poisoning crisis and other health issues*. Extrait le 7 décembre 2025 de https://www.catie.ca/prevention-in-focus/methamphetamine-an-overview-of-trends-in-canada-its-role-in-the-drug-poisoning?utm_source=chatgpt.com
- Cebula, R. J., & Alexander, G. M. (2020). Economic and noneconomic factors influencing geographic differentials in homelessness: An exploratory state-level analysis. *American Journal of Economics and Sociology*, 79(2), 511-540. <https://doi.org/10.1111/ajes.12320>
- Cebula, R. J., & Saunoris, J. W. (2021). Determinants of homelessness in the US: New hypotheses and evidence. *Applied Economics*, 53(49), 5695-5709. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1927970>
- CIHI. (2024). *Hospital data sheds light on patients experiencing homelessness*. Canadian Institute for Health Information,. Extrait le 5 juin 2025 de <https://www.cihi.ca/en/hospital-data-sheds-light-on-patients-experiencing-homelessness>
- Clark, A. M., DesMeules, M., Luo, W., Duncan, A. S., & Wielgosz, A. (2009). Socioeconomic status and cardiovascular disease: risks and implications for care. *Nature Reviews Cardiology*, 6, 712-722.
- Clarke, A. (2023). Can a basic income help address homelessness? A Titmussian perspective. *Journal of Sociology*, 59(4), 860-878. <https://doi.org/10.1177/14407833221135986>
- Cobb-Clark, D. A., Herault, N., Scutella, R., & Tseng, Y.-P. (2016). A journey home: What drives how long people are homeless? *Journal of Urban Economics*, 91, 57-72. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jue.2015.11.005>

- Colburn, G., & Aldern, C. P. (2022). *Homelessness is a housing problem: How structural factors explain U.S. patterns*. University of California Press.
<https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-85140681440&partnerID=40&md5=1dfb3ded06ee81f57e96e0bbc4e023ce>
- Drake, R. E., & Bond, G. R. (2023). Individual placement and support: History, current status, and future directions. *PCN Reports*, 2(3).
- Drake, R. E., Bond, G. R., & Becker, D. R. (2012). *Individual Placement and Support: An Evidence-Based Approach to Supported Employment*. Oxford University Press.
- Dupuis, A., & Thorns, D. C. (1998). Home, home ownership and the search for ontological security. *The Sociological Review*, 46(1), 24-47. <https://doi.org/10.1111/1467-954X.00088>
- Dwyer, R., Palepu, A., Williams, C., Daly-Grafstein, D., & Zhao, J. (2023). Unconditional cash transfers reduce homelessness. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 120(36). <https://doi.org/10.1073/pnas.2222103120>
- Early, D. W. (2004). The determinants for homelessness and the targeting of housing assistance. *Journal of Urban Economics*, 55(1), 195-214. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2003.09.005>
- Early, D. W. (2005). An empirical investigation of the determinants of street homelessness. *Journal of Housing Economics*, 14(1), 27-47. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2005.03.001>
- Early, D. W., & Olsen, E. O. (2002). Subsidized housing, emergency shelters, and homelessness: An empirical investigation using data from the 1990 census. *Advances in Economic Analysis and Policy*, 2(1). <https://proxy.library.mcgill.ca/login?url=https://www.proquest.com/scholarly-journals/subsidized-housing-emergency-shelters/docview/56201220/se-2?accountid=12339>
- Eerola, E., & Lyytikäinen, T. (2021). Housing allowance and rents: Evidence from a stepwise subsidy scheme. *The Scandinavian Journal of Economics*, 123(1), 84-109. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12396>
- Eliadis, P., Kamateros, M., Andermann, A., Kako, R., Khoury, L., & Neranjan, K. (2022). *Possibilités de réforme du droit au Québec pour les femmes victimes de violence conjugale: Document d'orientation*.
- Eriksen, M. D., & Ross, A. (2015). Housing vouchers and the price of rental housing. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(3), 154-176.
- Faber, J. W. (2019). On the street during the Great Recession: Exploring the relationship between foreclosures and homelessness. *Housing Policy Debate*, 29(4), 588-606. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/10511482.2018.1554595>
- Fack, G. (2006). Are housing benefits an effective way to redistribute income? Evidence from a natural experiment in France. *Labour Economics*, 13(6), 747-771. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2006.01.001>

- Farrell MacDonald, S., Smeth, A., Cram, S., Garrell, S., & Derkzen, D. (2022). *Examination of gender diverse offenders (Research Report No R-442_E)*.
- Fazel, S., Geddes, J. R., & Kushel, M. B. (2014). The health of homeless people in high-income countries: Descriptive epidemiology, health consequences, and clinical and policy recommendations. *Lancet*, 384(9953), 1529-1540. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(14\)61132-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(14)61132-6)
- Fertig, A. R., & Reingold, D. A. (2008). Homelessness among at-risk families with children in twenty American cities. *Social Service Review*, 82(3), 485-510. <https://proxy.library.mcgill.ca/login?url=https://www.proquest.com/scholarly-journals/homelessness-among-at-risk-families-with-children/docview/56880417/se-2?accountid=12339>
- Fortin, V., Chesnay, C., & Greissler, E. (2021). Le traitement punitif des prestataires de l'aide sociale : l'exemple de la « vie maritale ». *Nouvelles pratiques sociales*, 32(1), 166-194. <https://doi.org/https://doi.org/10.7202/1080875ar>
- Gaetz, S. (2017). *THIS is Housing First for Youth: A Program Model Guide*.
- Gaetz, S., Bonakdar, A., Ecker, J., MacDonald, C., Ilyniak, S., Ward, A., Kimura, L., Vijayarathnam, A., & Banchani, E. (2023). Evaluating the effectiveness of the Housing First for Youth intervention for youth experiencing homelessness in Canada: Protocol for a multisite, mixed methods randomized controlled trial. *JMIR Research Protocols*, 12, e46690. <https://doi.org/10.2196/46690>
- Gaetz, S., Donaldson, J., Richter, T., & Gulliver-Garcia, T. (2013). *The State of Homelessness in Canada 2013*. C. H. R. N. Press.
- Gamache, S. (2025). *Rapport d'enquête publique - Enquête 2-23-00286 concernant le décès de Raphael André*. Gouvernement du Québec.
- Gibbons, S., & Manning, A. (2006). The incidence of UK housing benefit: Evidence from the 1990s reforms. *Journal of Public Economics*, 90(4-5), 799-822. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.01.002>
- Gibson, M., Hearty, W., & Craig, P. (2020). The public health effects of interventions similar to basic income: A scoping review. *The Lancet Public health*, 5(3), e165-e176. [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(20\)30005-0](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(20)30005-0)
- Gilmer, T. P., Stefancic, A., Ettner, S. L., Manning, W. G., & Tsemberis, S. (2010). Effect of full-service partnerships on homelessness, use and costs of mental health services, and quality of life among adults with serious mental illness. *Archives of General Psychiatry*, 67(6), 645-652. <https://doi.org/10.1001/archgenpsychiatry.2010.56>
- Glasner-Edwards, S., & Mooney, L. J. (2014). Methamphetamine psychosis: Epidemiology and management. *CNS Drugs*, 28(12), 1115-1126. <https://doi.org/10.1007/s40263-014-0209-8>

- Goering, P., Veldhuizen, S., Watson, A., Adair, C., Kopp, B., Latimer, E., Nelson, G., MacNaughton, E., Streiner, D., & Aubry, T. (2014). *Rapport final du projet pancanadien Chez Soi*. <https://commissionsantementale.ca/resource/national-at-home-chez-soi-final-report/>
- Goering, P. N., Streiner, D. L., Adair, C., Aubry, T., Barker, J., Distasio, J., Hwang, S. W., Komaroff, J., Latimer, E., Somers, J., & Zabkiewicz, D. M. (2011). The At Home/Chez soi trial protocol: a pragmatic, multi-site, randomised controlled trial of a Housing First intervention for homeless individuals with mental illness in five Canadian cities. *British Medical Journal*, 1-18.
- Gould, T. E., & Williams, A. R. (2010). Family homelessness: An investigation of structural effects. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, 20(2), 170-192. <https://doi.org/10.1080/10911350903269765>
- Government of Canada. (2024). *Everyone counts 2020-2022 – Results from the third nationally coordinated point-in-time counts of homelessness in Canada*. Retrieved from https://housing-infrastructure.canada.ca/homelessness-sans-abri/reports-rapports/pit-counts-dp-2020-2022-results-resultats-eng.html#toc_6.1
- Gubits, D., Shinn, M., Wood, M., Brown, S. R., Dastrup, S. R., & Bell, S. H. (2018). What Interventions work best for families who experience homelessness? Impact estimates from the Family Options Study. *Journal of Policy Analysis and Management*, 37(4), 735-766.
- Gulcur, L., Stefancic, A., Shinn, M., Tsemberis, S., & Fischer, S. N. (2003). Housing, hospitalization, and cost outcomes for homeless individuals with psychiatric disabilities participating in continuum of care and Housing First programmes. *Journal of Community and Applied Social Psychology*. 13, 171-186.
- Hanratty, M. (2017). Do local economic conditions affect homelessness? Impact of area housing market factors, unemployment, and poverty on community homeless rates. *Housing Policy Debate*, 27(4), 640-655. <https://doi.org/10.1080/10511482.2017.1282885>
- Hauptert, T. (2023). Do housing and neighborhood characteristics impact an individual's risk of homelessness? Evidence from New York City. *Housing Studies*, 38(9), 1740-1759. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/02673037.2021.1982874>
- Hoynes, H. W., Miller, D. L., & Schaller, J. (2012). *Who suffers during recessions?* (NBER Working Paper Series). <http://www.nber.org/papers/w1795>
- Hübner, L., & Landry, N. (2020). *Qui sont les personnes assistées sociales au Québec? Esquisse d'un portrait*. Université TÉLUQ - Chaire de recherche du Canada en éducation aux médias et droits humains. <https://r-libre.telug.ca/2157/>
- Hyslop, D. R., & Rea, D. (2019). Do housing allowances increase rents? Evidence from a discrete policy change. *Journal of Housing Economics*, 46. <https://doi.org/101657>
- Institut canadien d'information sur la santé. (2012). *Services de santé mentale en milieu hospitalier au Canada 2009-2010*. Ottawa (Ont.): ICIS

- Institut de la statistique du Québec. (2023). *Enquête québécoise sur la santé de la population 2020-2021*. Québec, Québec: Gouvernement du Québec
- Institut national de santé publique du Québec. (2025). *Décès reliés à une intoxication suspectée aux opioïdes ou autres drogues au Québec, juillet 2017 à décembre 2024*. Extrait le 15 mai 2025 de <https://www.inspq.qc.ca/substances-psychoactives/opioides/surdose/deces-intoxication/intoxication-suspectee>
- Ji, E. G. (2006). A study of the structural risk factors of homelessness in 52 metropolitan areas in the United States. *International Social Work*, 49(1), 107-117. <https://doi.org/10.1177/0020872806059407>
- John Howard Society of Ontario. (2022). *No fixed address. The Intersections of Justice Involvement and Homelessness*. John Howard Society of Ontario. <https://homelesshub.ca/resource/no-fixed-address-intersections-justice-involvement-and-homelessness/>
- Johnson, G., Scutella, R., Tseng, Y.-P., & Wood, G. (2019). How do housing and labour markets affect individual homelessness? *Housing Studies*, 34(7), 1089-1116. <https://doi.org/https://doi.org/10.1080/02673037.2018.1520819>
- Johnson, G., Scutella, R., Tseng, Y. P., & Wood, G. (2015). Examining the relationship between structural factors, individual characteristics, and homelessness. *AHURI Positioning Paper*, 161, 1-50. <https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-84961291070&partnerID=40&md5=f8eb35ee4d500899d08474a8d0cb36a2>
- Johnson, G., Scutella, R., Tseng, Y. P., Wood, G., Rosanna, S., Yi-Ping, T., & Gavin, W. (2015). Entries and exits from homelessness: A dynamic analysis of the relationship between structural conditions and individual characteristics. *AHURI Final Report* (248), 1-67. <https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-84943242245&partnerID=40&md5=7213e86dfc367cb6a256c15fbd3421bf>
- Kneebone, R., & Wilkins, M. (2021). Local conditions and the prevalence of homelessness in Canada. *School of Public Policy Publication*, 14, 1-23. <https://proxy.library.mcgill.ca/login?url=https://www.proquest.com/scholarly-journals/local-conditions-prevalence-homelessness-canada/docview/3134075252/se-2?accountid=12339>
- Kozloff, N., Stergiopoulos, V., Adair, C. E., Cheung, A. H., Misir, V., Townley, G., Bourque, J., Krausz, M., & Goering, P. (2016). The unique needs of homeless youths with mental illness: Baseline findings from a Housing First trial. *Psychiatric services (Washington, D.C.)*, 67(10), 1083-1090.
- Kroll, A., & Farhauer, O. (2016). Examining homelessness in Germany: The impact of regional housing market conditions on homelessness in North Rhine-Westphalia, Germany. *Papers in Regional Science*, 95, S51-69. <https://proxy.library.mcgill.ca/login?url=https://www.proquest.com/scholarly->

[journals/examinig-homelessness-germany-impact-regional/docview/2380027696/se-2?accountid=12339](https://journals.examinig-homelessness-germany-impact-regional/docview/2380027696/se-2?accountid=12339)

- Laferrière, A., & Le Blanc, D. (2004). How do housing allowances affect rents? An empirical analysis of the French case. *Journal of Housing Economics*, 13, 36-67. <https://doi.org/10.1016>
- Larivière, V., & Petitclerc, S. (2023). Toutes les personnes assistées sociales devraient avoir le Revenu de base. *Le Devoir*. https://www.ledevoir.com/opinion/idees/779867/idees-toutes-les-personnes-assiste-es-sociales-devraient-avoir-le-revenu-de-base?utm_source=recirculation&utm_medium=hyperlien&utm_campaign=corps_texte
- Latimer, E. (1999). Economic impacts of Assertive Community Treatment: A review of the literature. *Canadian Journal of Psychiatry*, 44(5), 443-454.
- Latimer, E. (2005). Economic considerations associated with Assertive Community Treatment and supported employment for people with severe mental illness. *Journal of Psychiatry and Neuroscience*, 30(5), 355-359. http://www.ncbi.nlm.nih.gov/entrez/query.fcgi?cmd=Retrieve&db=PubMed&dopt=Citation&list_uids=16151541
- Latimer, E., & Bordeleau, F. (2019). *Dénombrement des personnes en situation d'itinérance au Québec le 24 avril 2018*.
- Latimer, E., & Falvo, N. (2024). *L'aide financière liée au logement pour les personnes en situation d'itinérance ou à risque de le devenir au Québec : forces et faiblesses actuelles et nouvelles approches qui pourraient être considérées*, Ministère des Affaires municipales et de l'Habitation.
- Latimer, E., Lecomte, T., Becker, D. R., Drake, R. E., Duclos, I., Piat, M., Lahaie, N., St-Pierre, M.-S., Therrien, C., & Xie, H. (2006). Generalisability of the Individual Placement and Support model of supported employment: Results of a Canadian randomised controlled trial. *The British Journal of Psychiatry*, 189(1), <https://doi.org/10.1192/bjp.bp.105.012641>.
- Latimer, E., Rabouin, D., Cao, Z., Ly, A., Powell, G., Adair, C. E., Sareen, J., Somers, J. M., Stergiopoulos, V., Pinto, A. D., Moodie, E. E., & Veldhuizen, S. R. (2019). Cost-effectiveness of Housing First Intervention With Intensive Case Management compared with treatment as usual for homeless adults with mental illness: Secondary analysis of a randomized clinical trial. *JAMA Network Open*, 2(8), 1-15. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2019.9782>
- Latimer, E., Rabouin, D., Cao, Z., Ly, A., Powell, G., Aubry, T., Distasio, J., Hwang, S., Somers, J., Bayoumi, A., Mitton, C., Moodie, E. E., & Goering, P. (2020). Cost-effectiveness of Housing First with Assertive Community Treatment: results from the Canadian At Home/Chez Soi trial. *Psychiatric Services*, 71(10). <https://doi.org/10.1176/appi.ps.202000029>
- Latimer, E., Rabouin, D., Cao, Z., Ly, A., Powell, G., Aubry, T., Distasio, J., Hwang, S., Somers, J., Stergiopoulos, V., Veldhuizen, S., Moodie, E., Lesage, A., & Goering, P. (2017). The costs of usual services for homeless people with mental illness in five Canadian cities : Results from

- a large prospective follow-up study. *Canadian Medical Association Journal Open*, 5(3), E576-E585.
- Lee, B. A., Price-Spratlen, T., & Kanan, J. W. (2003). Determinants of homelessness in metropolitan areas. *Journal of Urban Affairs*, 25(3), 335-355. <https://doi.org/10.1111/1467-9906.00168>
- A-13.1.1 - Loi sur l'aide aux personnes et aux familles, (2025). https://www.legisquebec.gouv.qc.ca/fr/document/lc/A-13.1.1?langCont=fr#ga:L_ji-gb:L_v-h1
- Lemieux, T., & Milligan, K. (2008). Incentive effects of social assistance: A regression discontinuity approach. *Journal of Econometrics*, 142(2), 807-828. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.014>
- Lemoine, C., Loubière, S., Boucekine, M., Girard, V., Tinland, A., Auquier, P., & for the French Housing First Study Group. (2021). Cost-effectiveness analysis of housing first intervention with an independent housing and team support for homeless people with severe mental illness: A Markov model informed by a randomized controlled trial. *Social Science & Medicine*, 272.
- LePage, J. P., Martin, W. B., Crawford, A. M., Rock, A., Parish Johnson, J. A., & Washington, E. L. (2021). Individualized Placement and Support supported employment for justice-involved homeless and unemployed veterans. *Medical Care*, 59(Suppl 2), S195-s198. <https://doi.org/10.1097/mlr.0000000000001445>
- Lkhagvasuren, D., & Tuvaandorj, P. (2025). *Labor market impact on homelessness: Evidence from Canadian administrative data on shelter usage*. Department of Economics, Concordia University et Centre interuniversitaire de recherche en économie quantitative. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2503.23259>
- Locks, G., & Thuilliez, J. (2023). The impact of minimum income on homelessness: Evidence from France. *Journal of Urban Economics*, 135. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2023.103547>
- Loopstra, R., Reeves, A., Barr, B., Taylor-Robinson, D., McKee, M., & Stuckler, D. (2017). The impact of economic downturns and budget cuts on homelessness claim rates across 323 local authorities in England, 2004-12 (vol 38, pg 417, 2016). *Journal of Public Health*, 39(4), 874-874. <https://doi.org/10.1093/pubmed/idx083>
- Loubière, S., Taylor, O., Tinland, A., Vargas-Moniz, M., O'Shaughnessy, B., Bokszczanin, A., Kallmen, H., Bernad, R., Wolf, J., Santinello, M., Loundou, A., Ornelas, J., Auquier, P., & HOME-EU Consortium Study Group. (2020). Europeans' willingness to pay for ending homelessness: A contingent valuation study. *Social Science & Medicine*, 247, 1-11.
- Ly, A. (2014). *Évaluation économique du programme Housing First auprès de personnes itinérantes ayant des troubles de santé mentale : Analyse après deux ans de suivi à Montréal dans le cadre du projet At Home / Chez Soi* Université de Montréal]. <http://hdl.handle.net/1866/11267>
- Ly, A., & Latimer, E. (2015). Housing first impacts on costs and associated cost offsets: A review of the literature. *Canadian Journal of Psychiatry*, 60(11), 475-487.

- Maari, S. (2025, 25 janvier). La distribution de pipes à crystal meth a presque quintuplé en 5 ans à Montréal. *Urbania*. https://urbania.ca/article/pipes-crystal-meth-double-montreal?utm_source=chatgpt.com
- McKetin, R., Lubman, D. I., Najman, J. M., Dawe, S., Butterworth, P., & Baker, A. L. (2014). Does methamphetamine use increase violent behaviour? Evidence from a prospective longitudinal study. *Addiction*, 109(5), 798-806. <https://doi.org/10.1111/add.12474>
- Ministère de la Santé et des Services sociaux. (2021). *S'allier devant l'itinérance: Plan d'action interministériel en itinérance 2021-2026*. Québec, Québec
- Ministère de la Santé et des Services sociaux. (2023). *Dénombrement des personnes en situation d'itinérance visible au Québec. Rapport de l'exercice du 11 octobre 2022*. Québec, Québec.
- Ministère de la Santé et des Services sociaux. (2024). *Itinérance hébergée au Québec. Rapport de l'exercice d'énumération du 23 avril 2024*. Québec, Québec.
- Ministère de la Santé et des Services sociaux. (2025). *Comptes de la Santé et des Services sociaux: 2022-2023, 2023-2024, 2024-2025*. Québec, Québec.
- Ministère de la Santé et des Services sociaux (2026). *L'itinérance visible au Québec et son évolution: Résultats préliminaires de l'exercice du dénombrement*. Québec, Québec.
- MSSS. (2022). *L'itinérance au Québec. Deuxième portrait*. ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. <https://publications.msss.gouv.qc.ca/msss/document-003477/>
- Nelson, G., Patterson, M., Kirst, M., Macnaughton, E., Isaak, C. A., Nolin, D., McAll, C., Stergiopoulos, V., Townley, G., MacLeod, T., Piat, M., & Goering, P. N. (2015). Life changes among homeless persons with mental illness: A longitudinal study of Housing First and usual treatment. *Psychiatric Services*, 66, 592-597. <https://doi.org/10.1176/appi.ps.201400201>
- O'Flaherty, B. (2004). Wrong person and wrong place: for homelessness, the conjunction is what matters. *Journal of Housing Economics*, 13(1), 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2003.12.001>
- O'Flaherty, B. (2012). Individual homelessness: Entries, exits, and policy. *Journal of Housing Economics*, 21(2), 77-100. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2012.04.006>
- OQI. (2023). *Des orientations pour une réduction significative et durable de la pauvreté au Québec* (Mémoire présenté dans le cadre des consultations publiques pour le plan d'action gouvernemental en matière de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale). Observatoire québécois des inégalités. <https://observatoiredesinegalites.com/des-orientations-pour-une-reduction-significative-et-durable-de-la-pauvrete-au-quebec/>
- Padgett, D. K. (2007). There's no place like (a) home: Ontological security among persons with serious mental illness in the United States. *Social Science and Medicine*, 64(9), 1925-1936. <https://doi.org/DOI: 10.1016/j.socscimed.2007.02.011>

- Parolin, Z. (2021). Income support policies and the rise of student and family homelessness. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 693(1), 46-63. <https://doi.org/10.1177/0002716220981847>
- Plage, S., Kuskoff, E., Parsell, C., Clarke, A., Ablaza, C., & Perales, F. (2023). Longing for a Forever Home: Ontological insecurity is collectively produced in fixed-term supportive housing for families. *Housing, Theory and Society*, 40(3), 394-410. <https://doi.org/10.1080/14036096.2023.2173287>
- Poremski, D., Rabouin, D., & Latimer, E. (2015). A randomised controlled trial of evidence based supported employment for people who have recently been homeless and have a mental illness. *Administration & Policy in Mental Health*, 42(6).
- Poremski, D., Stergiopoulos, V., Braithwaite, E., Distasio, J., Nisenbaum, R., & Latimer, E. (2016). Effects of Housing First on Employment and Income of Homeless Individuals: Results of a Randomized Trial. *Psychiatric Services*, 67(6), 603-609. <https://doi.org/10.1176/appi.ps.201500002>
- Poremski, D., Whitley, R., & Latimer, E. (2014). Barriers to obtaining employment for people with severe mental illness experiencing homelessness. *Journal of Mental Health*, 23(4), 181-185.
- Poremski, D., Whitley, R., & Latimer, E. (2016). Building trust with people receiving supported employment and housing first services. *Psychiatric Rehabilitation Journal*, 39(1), 20-26. <https://doi.org/10.1037/prj0000137>
- Porter, I. (2024). Les coupes dans l'aide sociale vont «améliorer le sort des gens», croit la ministre Rouleau. *Le Devoir*. <https://www.ledevoir.com/politique/quebec/820969/coupes-aide-sociale-vont-ameliorer-sort-gens-selon-ministre-rouleau?>
- Quigley, J. M., & Raphael, S. (2001). The economics of homelessness: The evidence from North America. *International Journal of Housing Policy*, 1(3), 323-336. <https://doi.org/10.1080/14616710110091525>
- Quigley, J. M., Raphael, S., & Smolensky, E. (2001). Homeless in America, homeless in California. *Review of Economics and Statistics*, 83(1), 37-51. <https://proxy.library.mcgill.ca/login?url=https://www.proquest.com/scholarly-journals/homeless-america-california/docview/56996315/se-2?accountid=12339>
- Rahimi, A., Kozloff, N., Wong, A. H. C., & Gicas, K. M. (2023). Clinical characterization of methamphetamine-related emergency department use in a Canadian psychiatric hospital. *Canadian Journal of Addiction*, 14(4), 30-35. <https://doi.org/10.1097/CXA.0000000000000190>
- Richter, D., & Hoffmann, H. (2017). Preference for independent housing of persons with mental disorders: Systematic review and meta-analysis. *Administration and Policy in Mental Health*, 44(6), 817-823. <https://doi.org/10.1007/s10488-017-0791-4>

- Rochon, H. (2020). *Long-Term Cost-Effectiveness of Housing First for Homeless People with Mental Illness*. McGill University, Montréal, Canada.
- Roncarati, J. S., Baggett, T. P., O'Connell, J. J., Hwang, S., Cook, E. F., Krieger, N., & Sorensen, G. (2018). Mortality among unsheltered homeless adults in Boston, Massachusetts, 2000-2009. *JAMA Internal Medicine*. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2018.2924>
- Rosenheck, R., Frisman, L., & Neale, M. (1994). Estimating the capital component of mental health care costs in the public sector. *Administration and Policy in Mental Health and Mental Health Services Research*, 21(6), 493-509. <https://doi.org/10.1007/BF00707261>
- Roy, L., Crocker, A. G., Nicholls, T. L., Latimer, E., Gozdzik, A., O'Campo, P., & Rae, J. (2016). Profiles of criminal justice system involvement of mentally ill homeless adults. *International Journal of Law and Psychiatry*, 45, 75-88. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ijlp.2016.02.013>
- Salkever, D. (2013). Social costs of expanding access to evidence-based supported employment: Concepts and interpretive review of evidence. *Psychiatric Services*, 64(2), 111-119. <https://doi.org/10.1176/appi.ps.201100499>
- Semborski, S., Redline, B., Madden, D., Granger, T., & Henwood, B. (2021). Housing interventions for emerging adults experiencing homelessness: A scoping review. *Children and Youth Services Review*, 127. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2021.106081>
- Semborski, S., Redline, B., Rhoades, H., & Henwood, B. (2020). Provider perspectives of housing programs for young adults experiencing homelessness. *Children and Youth Services Review*, 112. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.104898>
- Shinn, M. (2007). International homelessness: Policy, socio-cultural, and individual perspectives. *Journal of Social Issues*, 63(3), 657-677. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.2007.00529.x>
- Siskind, D., Harris, M., Kisely, S., Siskind, V., Brogan, J., Pirkis, J., Crompton, D., & Whiteford, H. (2014). A retrospective quasi-experimental study of a transitional housing program for patients with severe and persistent mental illness. *Community Mental Health Journal*, 50(5), 538-547. <https://doi.org/10.1007/s10597-013-9654-y>
- Spellman, B., Khadduri, J., Sokol, B., Leopold, J., & Abt Associates Inc. (2010). Costs associated with first-time homelessness for families and individuals. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1581492>
- Statistics Canada. (2025). *Table 18-10-0005-01 Consumer Price Index, annual average, not seasonally adjusted*. Extrait le 21 mai 2025 de <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/en/cv.action?pid=1810000501>
- Statistique Canada. (2025). *Sortir de l'itinérance : résultats de l'Enquête canadienne sur le logement de 2022* (Statistiques sur le logement au Canada - Le Quotidien, Issue. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/250212/dq250212b-fra.htm>

- Stefancic, A., & Tsemberis, S. (2007). Housing First for long-term shelter dwellers with psychiatric disabilities in a suburban county: a four-year study of housing access and retention. *J Prim Prev*, 28(3-4), 265-279. <https://doi.org/10.1007/s10935-007-0093-9>
- Stein, L. I., & Santos, A. B. (1998). *Assertive Community Treatment of Persons with Severe Mental Illness*. WW Norton.
- Stephens, M., & Fitzpatrick, S. (2007). Welfare Regimes, housing systems and homelessness: How are they linked? *European Journal of Homelessness*, 1, 201-212. <https://www.feantsa.org/en/european-journal-of-homelessness/2007/05/07/european-journal-of-homelessness-volume-1-2007?bcParent=27>
- Stephens, M., Fitzpatrick, S., Elsinga, M., van Steen, G., & Chzhen, Y. (2010). *Study on Housing Exclusion: Welfare Policies, Housing Provision and Labour Markets* (Project Report, European Commission/University of York). <https://eprints.gla.ac.uk/43699/>
- Stergiopoulos, V., Hwang, S. W., Gozdzik, A., Nisenbaum, R., Latimer, E., Rabouin, D., Adair, C. E., Bourque, J., Connelly, J., Frankish, J., Katz, L. Y., Mason, K., Misir, V., O'Brien, K., Sareen, J., Schutz, C. G., Singer, A., Streiner, D. L., Vasiliadis, H. M.,...At Home/Chez Soi, I. (2015). Effect of scattered-site housing using rent supplements and intensive case management on housing stability among homeless adults with mental illness: A randomized trial. *JAMA*, 313(9), 905-915. <https://doi.org/10.1001/jama.2015.1163>
- Stergiopoulos, V., Mejia-Lancheros, C., Nisenbaum, R., Wang, R., Lachaud, J., O'Campo, P., & Hwang, S. (2019). Long-term effects of rent supplements and mental health support services on housing and health outcomes of homeless adults with mental illness: Extension study of the At Home/Chez Soi randomised controlled trial. *Lancet Psychiatry*, 6(11), 915-925.
- Surender, R., Noble, M., Wright, G., & Ntshongwana, P. (2010). Social assistance and dependency in South Africa: An analysis of attitudes to paid work and social grants. *Journal of Social Policy*, 39(2), 203-221. <https://doi.org/10.1017/S0047279409990638>
- Susin, S. (2002). Rent vouchers and the price of low-income housing. *Journal of Public Economics*, 83(1), 109-152. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(01\)00081-0](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(01)00081-0)
- Tiderington, E. (2017). "We always think you're here permanently": The paradox of "permanent" housing and other barriers to recovery-oriented practice in supportive housing services. *Administration & Policy in Mental Health*, 44(1), 103-114. <https://doi.org/10.1007/s10488-015-0707-0>
- Tinland, A., Loubière, S., Boucekine, M., Boyer, L., Fond, G., Girard, V., & Auquier, P. (2020). Effectiveness of a housing support team intervention with a recovery-oriented approach on hospital and emergency department use by homeless people with severe mental illness: A randomised controlled trial. *Epidemiology and Psychiatric Sciences*, 29(Sep 30).
- Toro, P. A., Tompsett, C. J., Lombardo, S., Philippot, P., Nachtergaeel, H., Galand, B., Schlienz, N., Stammel, N., Yabar, Y., Blume, M., MacKay, L., & Harvey, K. (2007). Homelessness in Europe

- and the United States: A comparison of prevalence and public opinion. *Journal of Social Issues*, 63(3), 505-524. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.2007.00521.x>
- TRAC. (2024). *Rapport annuel d'activités 2023-2024*.
- Van Laere, I., de Wit, M., & Klazinga, N. (2009). Pathways into homelessness: recently homeless adults problems and services use before and after becoming homeless in Amsterdam. *BMC Public Health*, 9(3).
- Veasey, K., & Parker, J. (2022). Welfare conditionality, sanctions and homelessness: meanings made by homeless support workers. *Journal of Humanities and Applied Social Sciences*, 4(4), 275-291. <https://doi.org/10.1108/JHASS-12-2020-0213>
- Voce, A., Sullivan, T., Morgan, A., & McAlister, M. (2025). *The extent of illicit drug and alcohol involvement in crime: An updated estimate* (723). (Trends & issues in crime and criminal justice).
- Weight, C. (2023). *Economic impacts and cost-effectiveness of Housing First interventions for people experiencing homelessness*. McGill University, Montreal, Québec.
- Wood, G., Batterham, D., Cigdem, M., & Mallett, S. (2015). The structural drivers of homelessness in Australia 2001-11. *AHURI Final Report* (238), 1-100. <https://www.scopus.com/inward/record.uri?eid=2-s2.0-84925010989&partnerID=40&md5=c39ad14283d73789f286eea8a53b359c>
- Yakubovich, A. R., Bartsch, A., Metheny, N., Gesink, D., & O'Campo, P. (2022). Housing interventions for women experiencing intimate partner violence: A systematic review. *The Lancet Public Health*, 7(1), e23-e35. [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(21\)00234-6](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(21)00234-6)
- Zacher, A., Zimmermann, J., Cole, D. M., Friedli, N., Opitz, A., Baumgartner, M. R., Steuer, A. E., Verdejo-Garcia, A., Stock, A.-K., Beste, C., & Quednow, B. B. (2024). Chemical cousins with contrasting behavioural profiles: MDMA users and methamphetamine users differ in social-cognitive functions and aggression. *European Neuropsychopharmacology*, 83, 43-54. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.euroneuro.2024.04.010>

ANNEXE 1. IMPUTATION DES DÉPENSES MANQUANTES POUR LES CENTRES DE JOUR

Comme mentionné à la section 4.3.1, Estimations des dépenses des centres de jour, pour les centres de jour non rejoints (et donc, pour lesquels le pourcentage de PSI dans leur clientèle demeurerait inconnu, $n=33$), nous avons procédé à une imputation des données manquantes sur la base de leurs dépenses. Une analyse de régression effectuée à partir de l'échantillon des centres de jour ayant répondu montre que le budget total (dépenses) est significativement associé au pourcentage de PSI fréquentant le centre de jour ($p=0.02$).

L'équation de régression du modèle estimé est la suivante :

- (Équation 1) Pourcentage de PSI = $30,21 + 0.00000925 * (\text{budget total})$

Ce pourcentage de PSI est ensuite utilisé pour estimer le montant de dépenses à considérer dans les analyses.

- (Équation 2) Budget analyses = $(\text{budget total}) * (\% \text{ PSI estimé à l'équation 1})$

Pour un centre de jour ayant déclaré un budget annuel total de 1 235 565 \$ (exemple réel tiré des données), le pourcentage de PSI servies ainsi que le montant de dépenses considéré dans les analyses ont été estimés de la façon suivante :

(Équation 1)

$$\% \text{ PSI} = 30,21 + 0.00000925(1\,235\,565)$$

$$\% \text{ PSI} = 41,64$$

(Équation 2)

$$\text{Budget analyses} = 1\,235\,565 \times 41,64 \%$$

$$\text{Budget analyses} = 514\,476 \$$$

Pour ce centre de jour, un budget de 514 476 \$ a été inscrit dans le fichier d'analyse (représentant la valeur estimée des dépenses consacrées aux activités pour les PSI).

ANNEXE 2. AJUSTEMENTS POUR LES EXERCICES FINANCIERS DES ORGANISMES DE BIENFAISANCE

La majorité des organismes de bienfaisance fonctionne selon un calendrier financier s'échelonnant du 1^{er} avril 2022 au 31 mars 2023. Pour les autres, un ajustement a été nécessaire afin d'obtenir une estimation des dépenses correspondant à cette année financière. Le schéma ci-dessous présente quatre cas de figure d'ajustements réalisés. Dans chacun des cas, les zones en gris pâle et en gris foncé représentent les calendriers correspondant aux déclarations de dépenses faites à l'Agence du revenu du Canada (ARC) en 2022 et 2023, respectivement. Par exemple, dans le cas 4, les dépenses déclarées à l'ARC en 2022 (gris pâle) sont les dépenses réalisées entre juillet 2021 et juin 2022. Les dépenses déclarées en 2023 (gris foncé) sont les dépenses réalisées entre juillet 2022 et juin 2023. Les chiffres inscrits dans chacune des zones représentent quant à eux le nombre de mois considérés dans l'ajustement financier selon les calendriers, totalisant toujours 12 mois.

- Cas 1 : calendrier s'échelonnant de janvier à décembre. Pour obtenir une estimation des dépenses entre avril 2022 et mars 2023, les trois quarts des dépenses de 2022 (9 mois de dépenses, considérées comme équivalentes à celles d'avril-déc. 2022) sont additionnés au quart des dépenses de 2023 (3 mois de dépenses, considérées comme équivalentes à celles de janv.-mars 2023).
 - $\text{Dépenses ajustées} = (\text{dépenses 2022} * 0,75) + (\text{dépenses 2023} * 0,25)$
- Cas 2 : calendrier s'échelonnant d'octobre d'une année à septembre de l'année suivante. L'ajustement implique d'additionner la moitié des dépenses de 2022 à la moitié des dépenses de 2023 (6 mois dans chaque période financière).
 - $\text{Dépenses ajustées} = (\text{dépenses 2022} * 0,5) + (\text{dépenses 2023} * 0,5)$
- Cas 3 : calendrier s'échelonnant d'août d'une année à juillet de l'année suivante. De manière similaire, l'ajustement implique ce qui suit :
 - $\text{Dépenses ajustées} = (\text{dépenses 2022} * 0,33) + (\text{dépenses 2023} * 0,66)$
- Cas 4 : calendrier s'échelonnant de juillet d'une année à juin de l'année suivante. L'ajustement implique ce qui suit :
 - $\text{Dépenses ajustées} = (\text{dépenses 2022} * 0,25) + (\text{dépenses 2023} * 0,75)$

							2022												2023																			
	Juin	Juill.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Janv.	Févr.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juill.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Janv.	Févr.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juill.	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.							
											← calendrier financier adopté →																											
1								Janv.			1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12									Déc.							
2				Oct.							1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12						Sept.										
3			Août								1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12				Juill.												
4	Juill.										1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12		Juin														

ANNEXE 3. ANALYSE DE SENSIBILITÉ 1 – ESTIMATION DES COÛTS ANNUELS LIÉS AUX HOSPITALISATIONS

Comme pour l'ensemble des méthodes d'estimation des coûts des services, la méthode utilisée dans cette analyse de sensibilité comprend trois catégories de données : 1) la prévalence, soit le nombre de PSI; 2) la fréquence d'utilisation annuelle du service par PSI; et 3) le coût unitaire. Le coût unitaire pondéré par jour d'hospitalisation demeure de 1018,82 \$, comme expliqué à la section 4.5.3 du rapport. La méthode présentée ici diffère quant à la manière d'estimer le nombre de PSI et la fréquence annuelle d'hospitalisation par PSI.

Ici, la prévalence de l'itinérance a été établie à l'aide du nombre *total* de PSI dénombrées le soir du dénombrement de 2022, pour chacune des 13 régions sociosanitaires incluses dans l'exercice. Les fréquences d'utilisation par région ont quant à elles été estimées à partir des réponses aux questions 15b et 15c du dénombrement de 2018.

Reproduction des questions 15b et 15c du questionnaire du dénombrement de 2018

15. Au cours de la dernière année (les 12 derniers mois), avez-vous :	Non	Oui	N ^{bre} de fois	Ne sait pas/refus
15 b) été hospitalisé? (si oui : nombre de fois?)	☐	☐		☐
15 c) [®] combien de jours (la dernière fois)?	_____ jours			

Pour chacune des questions, les données manquantes ont été exclues et les valeurs extrêmes ont été remplacées par une valeur seuil (ou par la valeur immédiatement inférieure observée dans la base de données), définie comme équivalente à trois déviations standards au-dessus de la moyenne : valeur seuil = $(3 \times ds) + \bar{x}$. La fréquence d'utilisation annuelle, soit la moyenne du nombre de jours d'hospitalisation par PSI sur une base annuelle, a été estimée en multipliant : A) la moyenne du nombre d'hospitalisations déclarées par PSI dans la dernière année (question 15b, n=3422 répondants) par B) la durée moyenne de séjour pour les répondants ayant déclaré avoir été hospitalisés au moins une fois (question 15c, n=889 répondants). Près de 70 % des répondants ont déclaré ne pas avoir été hospitalisés dans la dernière année (c.-à-d. 0 fois, n=2384). La moyenne du nombre d'hospitalisations déclarées par PSI est de 0,6 hospitalisation/année (A). Pour les répondants ayant déclaré avoir été hospitalisés au moins une fois dans la dernière année (n=889), la durée moyenne du séjour lors de la dernière hospitalisation est de 13,1 jours (B), ce qui est près de la durée moyenne d'hospitalisation de 15,4 jours observée au Canada chez les PSI en 2022-2023, selon les données de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) (CIHI, 2024). Toujours selon l'ICIS, 12,3 % de ces hospitalisations présentaient une durée de séjour supérieure à 30 jours²⁴, se

²⁴ Voir « Table 2. Hospital use statistics for patients experiencing homelessness identified with ICD-10-CA code Z59.0, 2022–2023 », disponible ici : <https://www.cihi.ca/sites/default/files/document/demographic-hospital-use-stats-patients-experiencing-homelessness-data-tables-fr.xlsx>

comparant à 14,2 % des hospitalisations dans nos analyses des données du dénombrement de 2018. En multipliant A (0,6 hospitalisation/année/PSI) par B (13,1 jours/hospitalisation), on obtient une moyenne annuelle de 8 jours d'hospitalisation par PSI.

Le coût total estimé des hospitalisations est établi en multipliant le nombre de PSI dans chacune des régions (dénombrement 2022), par le nombre de jours d'hospitalisation par année par PSI spécifique à chaque région (dénombrement 2018), par le coût unitaire par jour d'hospitalisation. Comme noté à la section 4.5.4 du rapport, l'exercice du dénombrement de 2018 a été réalisé dans 11 régions sociosanitaires, alors que l'exercice du dénombrement de 2022 comprend deux régions supplémentaires (Côte-Nord et Abitibi-Témiscamingue). Les fréquences d'utilisation annuelle sont donc manquantes pour ces deux régions. Pour estimer le coût des hospitalisations en Abitibi-Témiscamingue et sur la Côte-Nord, le nombre total de PSI dans ces régions (dénombrement 2022) a été multiplié par la fréquence d'utilisation moyenne rapportée dans les 11 régions sociosanitaires lors du dénombrement de 2018 (8 jours/année), et ensuite par le coût unitaire par jour d'hospitalisation. Ainsi, la fréquence d'utilisation moyenne des 13 régions doit être ajustée selon la formule suivante : fréquence d'utilisation moyenne 13 régions = coût total 13 régions / n^{bre} PSI 13 régions * coût unitaire. En appliquant cette formule, la fréquence d'utilisation annuelle ajustée est la suivante : 7,8 jours d'hospitalisation par année par PSI.

Le tableau A4 présente l'estimation des coûts annuels liés aux hospitalisations chez les PSI en 2022, par région sociosanitaire, selon l'analyse de sensibilité décrite ci-dessus. **Les coûts totaux des hospitalisations sont estimés ici à près de 79,4 M\$, comparativement à près de 83,7 M\$ (présentés à la section 4.3 du rapport).**

Il est raisonnable de croire que les données utilisées dans l'estimation des coûts présentés à la section 4.3 du rapport s'approchent davantage du portrait réel des hospitalisations chez les PSI, en raison de l'utilisation du code Z59.0 dans la base de données MED-ECHO pour dénombrer les PSI hospitalisées en 2022 (qui présente aussi ses limites), plutôt que des mesures auto-rapportées sensibles au biais de rappel dans le cas du dénombrement de 2018. L'écart entre les deux résultats demeure modeste.

Tableau A4. Analyse de sensibilité 1 - Estimation des coûts annuels liés aux hospitalisations, par région sociosanitaire, 2022

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ^a	Fréquence d'utilisation annuelle (jours d'hospitalisation/année/PSI), 2018 ^b (A x B)	Coût total estimé ^c (\$ CA 2022)
Chaudière-Appalaches	293	9,8	2 933 798
Lanaudière	314	10,5	3 349 132
Montréal	4 690	6,5	30 984 187
Laval	219	10,9	2 432 181
Laurentides	464	6,8	3 201 817
Estrie	664	7,2	4 848 789
Montréal	787	7,3	5 817 703
Capitale-Nationale	927	12,8	12 117 622
Mauricie-CDQ	454	7,5	3 487 676
Saguenay-LSJ	231	5,6	1,318,040
Outaouais	706	9,5	6 838 045
Abitibi-Témiscamingue	157	8,0	1 279 174
Côte-Nord	94	8,0	765,875
Province	10 000	7,8*	79 374 039

PSI = personnes en situation d'itinérance

^a MSSS. (2023) Tableau 12, p. 59; ^b Moyennes obtenues à partir des réponses aux questions 15b et 15c du questionnaire du dénombrement de 2018. ^c Estimation obtenue en multipliant le nombre de PSI par l'utilisation annuelle par le coût unitaire pondéré de 1018,82 \$/jour d'hospitalisation (voir la section 3.5.3.1, Note sur le coût unitaire pondéré des hospitalisations, du rapport). *Fréquence d'utilisation annuelle provinciale ajustée.

ANNEXE 4. ANALYSE DE SENSIBILITÉ 2 – ESTIMATION DES COÛTS ANNUELS LIÉS AUX DÉTENTIONS

De façon similaire à la démarche présentée à l'annexe 3, la méthode décrite ici diffère de celle exposée à la section 4.5.3 du rapport quant à la manière d'estimer le nombre de PSI et la fréquence annuelle de jours de détention par PSI. Le coût unitaire pondéré utilisé dans la présente estimation demeure le même que celui utilisé ailleurs dans le rapport, soit de 190,49 \$/jour de détention.

Ici, la prévalence de l'itinérance a été établie à l'aide du nombre *total* de PSI dénombrées le soir du dénombrement de 2022, pour chacune des 13 régions sociosanitaires incluses dans l'exercice. Les fréquences annuelles en matière de jours de détention par PSI, par région, ont quant à elles été estimées à partir des réponses aux questions 15d et 15e du dénombrement de 2018.

Reproduction des questions 15d et 15e du questionnaire du dénombrement de 2018

15. Au cours de la dernière année (les 12 derniers mois), avez-vous :	Non	Oui	N ^{bre} de fois	Ne sait pas/refus
15 d) été détenu dans une prison (provinciale ou fédérale)?	☐	☐		☐
15 e) → combien de jours (la dernière fois)?	_____ jours			

Les données manquantes et les valeurs extrêmes ont été traitées à l'aide de la même méthode que celle présentée à l'annexe 4. La fréquence d'utilisation annuelle, soit la moyenne du nombre de jours de détention par PSI sur une base annuelle, a été estimée en multipliant A) la moyenne du nombre de fois que les répondants ont été détenus dans la dernière année, par PSI (question 15d, n=3167 répondants) par B) la durée moyenne de détention pour les répondants ayant été détenus au moins une fois (question 15e, n=504 répondants). La grande majorité des répondants ont déclaré ne pas avoir été détenus durant la dernière année (c.-à-d. 0 fois, n=2663; 84,1 %). La moyenne du nombre de détentions déclarées par PSI est de 0,3 détention/année (A). Pour les répondants détenus au moins une fois dans la dernière année (n=504), la durée moyenne de la dernière détention est de 50,4 jours (B). En multipliant A (0,3 détention/année/PSI) par B (50,4 jours/détention), on obtient une moyenne annuelle de 14,6 jours de détention par PSI.

Encore une fois, de la même manière que pour les hospitalisations à l'annexe 4, cette moyenne a été ajustée pour représenter la moyenne annuelle des jours de détention par PSI pour les 13 régions sociosanitaires incluses dans le dénombrement de 2022 (à titre de rappel, les données du dénombrement de 2018 ont été collectées dans 11 régions seulement, ce qui a nécessité un ajustement). En appliquant la formule suivante : moyenne annuelle 13 régions = coût total 13 régions/n^{bre} PSI 13 régions * coût unitaire, on arrive à la moyenne annuelle ajustée de 14,7 jours de détention par PSI.

Nous avons cherché à établir si les données utilisées dans cette analyse de sensibilité étaient représentatives d'autres données épidémiologiques provinciales au Canada. Aucune source récente n'a été trouvée pour comparer la prévalence des incarcérations en centre de détention provincial dans la population en situation d'itinérance (dans le questionnaire du dénombrement de 2018, 15,1 % des PSI ont déclaré avoir été détenus au moins une fois dans la dernière année)²⁵. Cela souligne le besoin de dispositifs de surveillance pouvant offrir un portrait plus juste et actuel des interactions complexes entre la population itinérante et le système carcéral québécois. Toutefois, les données des présentes analyses de sensibilité quant à la durée de séjour moyenne des PSI (50,4 jours) sont comparables aux données recueillies dans les centres de détention provinciaux en Ontario en 2018-2019, variant entre 43 jours pour les personnes en détention provisoire (accusées d'un crime, qui n'ont pas été reconnues coupables, en attente du versement d'une caution pour garantir leur libération ou de la tenue d'un procès) et 59 jours pour les personnes reconnues coupables d'un délit et condamnées à une peine de détention (John Howard Society of Ontario, 2022). Comme dans les données ontariennes, la distribution des fréquences des durées de séjour dans nos données est asymétrique vers la gauche. Cela signifie qu'un nombre élevé de PSI ont indiqué de plus courtes durées de séjour (sur la gauche de la distribution), et, inversement, peu de PSI ont rapporté des durées de séjour plus longues (à droite de la distribution).

Le tableau A5 présente l'estimation des coûts annuels liés aux détentions chez les PSI en 2022, par région sociosanitaire, selon l'analyse de sensibilité décrite ci-dessus. **Les coûts totaux des détentions sont estimés ici à près de 28 M\$, comparativement à 66,7 M\$ (présentés à la section 4.3 du rapport).**

Cette différence importante de presque 39 M\$ entre les deux estimations peut s'expliquer en partie par un possible biais de désirabilité sociale. Les personnes dénombrées en 2018 ont peut-être été moins enclines à divulguer leur(s) expérience(s) de détention aux personnes qui les ont sondées, vu les préjugés entourant le fait d'avoir commis un crime passible d'emprisonnement. Il est possible également que la hausse de l'itinérance observée entre 2018 et 2022 (de 44 %) se soit accompagnée d'une augmentation relative des détentions en raison de la judiciarisation accrue de l'itinérance documentée dans les dernières années, du moins dans la ville de Québec (Bellot et al., 2024). Les données du dénombrement de 2022 sont jugées plus précises que celles issues du questionnaire utilisé dans le dénombrement de 2018, étant donné l'effort intensif de recueil d'information auprès de chaque personne détenue quant à son statut domiciliaire (avoir ou non un logement en date du 11 octobre 2022) (MSSS, 2023, p. 318).

²⁵ Les seules données identifiées datent de presque 20 ans. En 2006, dans la ville de Toronto, environ 18 % des 5052 PSI ayant répondu au *Street Needs Assessment Survey* ont indiqué avoir été incarcérées au cours des 6 derniers mois. En 1998, un sondage réalisé par le *Mental Health Policy Research Group* auprès de 300 adultes en refuge d'urgence dans la ville de Toronto rapporte que 30 % des répondants avaient déclaré avoir séjourné en centre de détention dans les 12 mois précédant le sondage. Des données américaines plus récentes existent (Augustine, D., & Kushel, M., 2022, Community Supervision, Housing Insecurity, and Homelessness. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 701(1), 152-171), mais sont difficilement comparables à celles recueillies dans le contexte québécois.

Tableau A5. Analyse de sensibilité 2 - Estimation des coûts annuels liés aux détentions, par région sociosanitaire, 2022

Régions	N ^{bre} total PSI dénombrées 2022 ¹	Fréquence d'utilisation annuelle (jours de détention/année/PSI), 2018 ² (A x B)	Coût total estimé ³ (2022-23)
Chaudière-Appalaches	293	12,5	699 438 \$
Lanaudière	314	6,2	370 699 \$
Montréal	4 690	13,9	12 449 326 \$
Laval	219	13,6	568 861 \$
Laurentides	464	13,7	1 211 694 \$
Estrie	664	12,6	1 589 629 \$
Montérégie	787	4,8	713 604 \$
Capitale-Nationale	927	22,3	3 929 628 \$
Mauricie-CDQ	454	20,0	1 730 354 \$
Saguenay-LSJ	231	30,0	1 321 426 \$
Outaouais	706	20,0	2 684 843 \$
Abitibi-Témiscamingue	157	14,6	436 863 \$
Côte-Nord	94	14,6	261 561 \$
Province	10 000	14,7*	27 967 926 \$

PSI = personnes en situation d'itinérance

1. MSSS. (2023) Tableau 12, p. 59; 2. Moyennes obtenues à partir des réponses aux questions 15d et 15e du questionnaire du dénombrement de 2018. 3. Estimation obtenue en multipliant le nombre de PSI par l'utilisation annuelle par le coût unitaire pondéré de 190,49 \$/jour d'hospitalisation (voir la section 4.5.3.2, « Note sur le coût unitaire pondéré des séjours au sein d'un établissement de détention [...] » du rapport). *Fréquence d'utilisation annuelle provinciale ajustée.

ANNEXE 5. REVENUS D'EMPLOI

Puisque les données publiées du projet At Home/Chez Soi ne permettaient pas d'obtenir directement le revenu moyen d'emploi spécifique des participants du groupe témoin à besoins modérés de Montréal, les articles de Latimer *et al.* (2017) et de Latimer *et al.* (2019) ont été utilisés pour dégager une estimation.

D'abord, le revenu moyen pondéré pour les quatre villes ayant des participants à besoins modérés (Montréal, Toronto, Winnipeg et Vancouver) a été calculé à partir des données de Latimer *et al.* (2017), plus précisément les tableaux 1 (nombre de PSI par ville) et 2 (revenus moyens d'emploi de source légale des participants des groupes témoins de chaque ville, besoins modérés et élevés confondus). Ce revenu pondéré est obtenu : 1) en multipliant le nombre de PSI dans chaque ville par le revenu moyen correspondant ($N \times A$ dans le tableau A6); puis 2) en divisant la somme obtenue par le nombre total de participants dans les quatre villes ($(N \times A) / \sum N$). Ce revenu pondéré s'élève à 1056 \$. Ensuite, le tableau 2 de Latimer *et al.* (2019) indique que le revenu d'emploi moyen du groupe témoin à besoins modérés (uniquement) pour ces quatre villes globalement est de 1120 \$, soit 6 % de plus que 1056 \$. Ce pourcentage a été utilisé pour majorer le revenu moyen des participants du groupe témoin dans Latimer *et al.* (2017) ($A \times 1,06$) et obtenir une estimation de 853 \$ pour Montréal. Ce montant, en dollars de 2016, a ensuite été ajusté selon l'augmentation de l'indice des prix à la consommation spécifique au Québec, et présenté en dollars de 2022 (Statistics Canada, 2025).

Tableau A6. Estimation du revenu d'emploi moyen des participants du groupe témoin à besoins modérés de Montréal, 2022

Villes	N PSI ¹	A. Revenus d'emploi groupes témoins (besoins modérés et élevés confondus) ² (\$ CA 2016)	B. Revenus d'emploi estimés groupes témoins besoins modérés (\$ CA 2016) (A x 1,06)	\$ CA 2022 ⁴
Montréal	183	804	853	997,82
Toronto	247	759	805	
Winnipeg	218	1426	1512	
Vancouver	193	1258	1334	
Moyenne pondérée		1056	1120 ³	

PSI = personne en situation d'itinérance

1. Tiré de Latimer *et al.* (2017) Tableau 1; 2. Tiré de Latimer *et al.* (2017) Tableau 2; 3. Tiré de Latimer *et al.* (2019)

Tableau 2.; 4. Ajusté pour l'inflation selon [l'augmentation de l'IPC pour la province de Québec](#) (17 % d'augmentation 2016-2022).