

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ORIENTATION SEXUELLE MULTIDIMENSIONNELLE ET SANTÉ MENTALE GLOBALE DANS LA  
POPULATION CANADIENNE :  
ÉCLAIRER LES INÉGALITÉS À PARTIR DE LA DISCORDANCE ENTRE L'AUTO-IDENTIFICATION ET LES  
COMPORTEMENTS SEXUELS, ET DU RÔLE DU STRESS PERÇU ET DU SOUTIEN SOCIAL

THÈSE

PRÉSENTÉE

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DU DOCTORAT EN PSYCHOLOGIE

PAR

ANDRÉANNE LECLERC

JUIN 2026

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

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

## REMERCIEMENTS

Ce parcours doctoral ayant été un marathon de six ans, plusieurs personnes en ont marqué le décours, tout au long ou à des moments charnières. Tout d'abord, je suis choyée d'avoir pu compter à toutes les étapes sur la présence calme et rassurante de mon directeur de thèse, Dominic Beaulieu-Prévost, sans qui je n'aurais pas pu accéder au doctorat et qui me fait confiance depuis le tout début pour mener à terme ce projet. Je tiens également à souligner l'apport significatif de Mélina Rivard à la clarification du contexte et des bases théoriques du projet alors que nous en étions encore à l'examen doctoral. De même, je remercie tous les membres du jury (Dominic Beaulieu-Prévost, Mélina Rivard, Robert-Paul Juster et Éric Feugé) pour leur commentaires et suggestions, qui ont stimulé mes réflexions et permis d'améliorer le présent manuscrit.

Ce projet n'aurait pas été possible sans la participation volontaire et bénévole de dizaines de milliers d'individus ayant rempli le questionnaire de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de Statistique Canada. Ces répondant.e.s ont permis la constitution d'une base de données extrêmement utile pour comprendre l'état des inégalités de santé mentale au sein de la population canadienne et qui réjouit bon nombre de chercheur.e.s comme moi. Je remercie également les analystes de Statistique Canada qui ont permis l'accès à ces données et la diffusion des résultats de recherche, particulièrement Brendyn Johnson et Loïc Courtemanche, avec qui j'ai pu travailler en toute rigueur, mais aussi dans la bonne humeur et la bienveillance.

Sur une note plus personnelle, je dois dire qu'au-delà des efforts nécessaires à l'atteinte des exigences académiques et l'acquisition des compétences propres à la recherche, l'achèvement de la thèse et du parcours clinique a demandé pendant toutes ces années un renouvellement constant de la motivation, de l'énergie, d'une vision à long terme et de l'espoir en la vie post-graduation. J'ai eu la chance de pouvoir compter sur des personnes extraordinaires dans les moments les plus sombres tout comme les plus lumineux de mon parcours et sans qui, par moment, il aurait été impossible de continuer. Je remercie tout d'abord mes parents Hélène et Daniel pour leur présence et leur soutien constants, ainsi que mes frères Parryves et Piattrick pour leurs niaisereries. Je remercie également mes piliers et amies si proches à mon cœur, Romane, Myriame, Lazulie et Camille BP. Aussi, mention spéciale à Gab, qui m'a rappelé à de nombreuses reprises de célébrer les points tournants, cultivant ainsi des bouffées d'air tout au long de

mon parcours. Merci à Josée, qui m'a accompagnée au plus profond de moi-même, et où j'ai pu constater que ça ne fait pas si peur finalement.

Et finalement (j'ai gardé le meilleur pour la fin), un merci infini à mon amoureux, qui m'attend depuis plusieurs années et avec qui la prochaine saison de notre vie pourra bientôt commencer. Les mots ne suffisent pas pour exprimer ma reconnaissance pour ta présence précieuse et ton soutien indéfectible.

## TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS .....	ii
LISTE DES FIGURES.....	viii
LISTE DES TABLEAUX .....	ix
LISTE DES ABRÉVIATIONS, DES SIGLES ET DES ACRONYMES.....	x
LISTE DES SYMBOLES ET DES UNITÉS .....	xi
RÉSUMÉ.....	xii
TITLE AND ABSTRACT .....	xiv
CHAPITRE 1 INTRODUCTION GÉNÉRALE .....	1
1.1 Problématique.....	1
1.2 Cadre conceptuel et recension des écrits.....	4
1.2.1 Conception multidimensionnelle de l'orientation sexuelle.....	4
1.2.1.1 Théorie des scripts sexuels .....	7
1.2.2 Santé mentale : Définitions et conceptualisation.....	7
1.2.3 Écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle.....	10
1.2.3.1 Hétérogénéité des niveaux de santé mentale entre les minorités sexuelles.....	11
1.2.4 Santé mentale et orientations sexuelles <i>on-/off-script</i> .....	12
1.2.4.1 Les personnes hétérosexuelles <i>off-script</i> s'apparentent-elles aux minorités sexuelles ?.....	12
1.2.4.2 Désaccords sur l'importance d'avoir une orientation sexuelle <i>on-</i> ou <i>off-script</i> .....	13
1.2.5 Facteurs expliquant les liens entre l'orientation sexuelle et la santé mentale .....	14
1.3 Objectifs .....	15
1.4 Structure de la thèse .....	16
CHAPITRE 2 ARTICLE 1 : Examining the impact of on-/off-script sexual orientation on mental health .....	18
2.1 Abstract/Résumé .....	18
2.2 Introduction .....	20
2.2.1 The Heterogeneity of LGB Sexual Orientation and its Effect on Mental Health.....	20
2.2.1.1 Differences Depending on Sexual Orientation .....	20
2.2.1.2 Differences Depending on the Measure of Sexual Orientation Used .....	21
2.2.2 On- and Off-Script Sexual Orientations: The Interactionist Model.....	22
2.2.3 Purpose of the Present Study .....	24
2.3 Method.....	25
2.3.1 Sample .....	25
2.3.2 Measures.....	25
2.3.2.1 Sexual Orientation .....	25
2.3.2.2 Global Mental Health.....	26

2.3.2.3	Gender .....	26
2.3.2.4	Control Variables .....	27
2.3.3	Analyses .....	27
2.4	Results .....	29
2.4.1	Descriptive Results .....	29
2.4.2	Preliminary Analyses .....	29
2.4.3	Effect of Multidimensional Measure of Sexual Orientation on Global Mental Health .....	31
2.4.3.1	Women’s Model .....	31
2.4.3.2	Men’s Model .....	34
2.4.3.3	Final Models’ Quality .....	36
2.5	Discussion .....	37
2.5.1	Multidimensional Measure of Sexual Orientation .....	37
2.5.2	Gender Differences .....	38
2.5.3	Differential Effect of Self-Identified and Behavioral Sexual Orientation on Global Mental Health .....	39
2.5.4	Implications for Practice .....	39
2.5.5	Strengths and Limitations .....	40
2.5.6	Future Research .....	41
2.5.7	Conclusion .....	42
2.6	Supplementary Material A: Factor Analysis .....	42
2.6.1	Method .....	42
2.6.1.1	Measures .....	43
2.6.1.1.1	Mental Health Diagnoses .....	43
2.6.1.1.2	Depressive Symptoms .....	43
2.6.1.1.3	Suicide Risk .....	43
2.6.1.1.4	Perceived Mental Health .....	43
2.6.1.1.5	General Mood .....	44
2.6.1.1.6	Satisfaction with life .....	44
2.6.1.1.7	Sense of Belonging to Community .....	44
2.6.1.2	Analyses .....	44
2.6.2	Results .....	44
2.6.3	Conclusion .....	46
2.7	Supplementary Material B: Hierarchical Linear Regressions .....	47
CHAPITRE 3 ARTICLE 2 : Untangling global mental health disparities in the Canadian population: Exploring the intersection of sexual orientation, stress, and social support .....		54
3.1	Abstract .....	54
3.2	Introduction .....	55
3.3	Methods .....	57
3.3.1	Sample .....	57
3.3.2	Measures .....	57
3.3.2.1	Sexual Orientation .....	57
3.3.2.1.1	Self-Identified Sexual Orientation .....	57
3.3.2.1.2	Behavioural Sexual Orientation .....	58

3.3.2.2	Global Mental Health.....	58
3.3.2.3	Mediating Variables.....	58
3.3.2.3.1	Perceived Daily Stress.....	58
3.3.2.3.2	Perceived Social Support.....	58
3.3.2.4	Gender and Sex at Birth.....	59
3.3.2.5	Control Variables.....	59
3.3.3	Analyses.....	59
3.3.3.1	Preliminary Analyses.....	59
3.3.3.2	Main Analyses.....	60
3.3.3.3	Treatment of Missing Data.....	61
3.3.3.4	Multicollinearity of the SO Variables.....	61
3.4	Results.....	62
3.4.1	Preliminary Analyses.....	62
3.4.2	Missing Data.....	63
3.4.3	Descriptive Results.....	63
3.4.4	Predictive Models.....	66
3.4.4.1	Multicollinearity.....	68
3.4.5	Mediation Analyses.....	69
3.5	Discussion.....	71
3.5.1	Mediators of Self-Identified Bisexuality.....	71
3.5.2	Mediators of the Absence of Partners.....	72
3.5.3	General Low Magnitude of the Mediations.....	72
3.5.4	Implications for Practice.....	73
3.5.5	Strengths and Limitations.....	73
3.6	Conclusion.....	74
3.7	Supplementary Material: Control Variables.....	74
CHAPITRE 4 DISCUSSION GÉNÉRALE.....		78
4.1	Synthèse des résultats.....	78
4.2	Mesurer la santé mentale globale.....	80
4.3	La mesure de l'orientation sexuelle en recherche.....	82
4.3.1	Mesure incomplète du modèle tridimensionnel : implications pour l'étude des effets de la discordance.....	83
4.3.2	Limites du modèle <i>on-/off-script</i> face à la diversité des orientations sexuelles et des identités de genre.....	84
4.3.3	Orientation sexuelle comportementale : l'absence de partenaire dans la dernière année.....	86
4.4	Comprendre les mécanismes liant l'orientation sexuelle à la santé mentale.....	87
4.4.1	Mesure du soutien social et du stress.....	87
4.4.2	Limites associées à la mesure de la santé mentale globale.....	90
4.4.3	Une variable médiatrice tierce : le degré de dévoilement.....	90
4.4.4	Expliquer l'effet protecteur des partenaires du même genre sur la santé mentale.....	91
4.5	Contributions à l'avancement des connaissances et des pratiques.....	93

CONCLUSION .....95

RÉFÉRENCES .....97

## LISTE DES FIGURES

Figure 3.1 Mediation analyses model .....	61
---	----

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 2.1 Composition of On-/Off-Script Sexual Orientation Categories .....	25
Tableau 2.2 Weighted Distribution of the Sample .....	29
Tableau 2.3 Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Women (n = 42,845, N = 7,527,540).....	32
Tableau 2.4 Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Men (n = 38,140, N = 7,688,972) .....	34
Tableau 2.5 Eigenvalues for the Unrotated Factors (n = 80,985) .....	45
Tableau 2.6 Descriptive Statistics and Loadings (n = 80,985, N = 15,216,512) .....	46
Tableau 2.7 Control Variables Coefficients in Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health, Women (n = 42,845, N = 7,527,540).....	47
Tableau 2.8 Control Variables Coefficients in Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health, Men (n = 38,140, N = 7,688,972) .....	48
Tableau 2.9 Zero-Order Correlations and Standardized Coefficients of the Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Women (n = 42,845, N = 7,527,540) .....	50
Tableau 2.10 Zero-Order Correlations and Standardized Coefficients of the Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Men (n = 38,140, N = 7,688,972).....	52
Tableau 3.1 Weighted Distribution of the Sample.....	63
Tableau 3.2 Weighted Results of the Women’s Sample for Key Variables, Broken Down by Self-Identified Sexual Orientation .....	65
Tableau 3.3 Weighted Results of the Men’s Sample for Key Variables, Broken Down by Self-Identified Sexual Orientation .....	66
Tableau 3.4 Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Women (n = 42,845) .....	67
Tableau 3.5 Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Men (n = 38,140).....	68
Tableau 3.6 Mediating Effect of Perceived stress and Social Support on the Association between Sexual Orientation Groups and Global Mental Health, Bootstrapped Unstandardized Coefficients.....	69
Tableau 3.7 Control Variables Coefficients in Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Women (n = 42,845) .....	74
Tableau 3.8 Control Variables Coefficients in Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Men (n = 38,140).....	76

## **LISTE DES ABRÉVIATIONS, DES SIGLES ET DES ACRONYMES**

CCHS	Canadian Community Health Survey
ESCC	Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes
KMO	Kaiser-Meyer-Olkin test
LGB	Lesbian, gay or bisexual / lesbienne, gai ou bisexuel
LGBTQ+	Lesbienne, gai, bisexuel, trans, queer ou autres
ref	Reference category
SO	Sexual orientation
VIF	Variance inflation factor

## LISTE DES SYMBOLES ET DES UNITÉS

- $b$  Coefficient non standardisé
- $F$  Statistique F
- $p$  Valeur de probabilité
- $n$  Taille d'échantillon
- $N$  Taille totale de la population
- $R$  Coefficient de détermination linéaire de Pearson
- $\hat{y}$  Score prédit

## RÉSUMÉ

Cette thèse doctorale porte sur les inégalités de santé mentale en fonction de l'orientation sexuelle au sein de la population canadienne, en mettant l'accent sur la pertinence de recourir à une définition plus complète de l'orientation sexuelle et à une mesure globale de la santé mentale. L'orientation sexuelle y est abordée à travers deux dimensions — l'auto-identification et les comportements sexuels — afin de dépasser les approches unidimensionnelles qui tendent à invisibiliser certains sous-groupes. La santé mentale globale est quant à elle mesurée à partir d'un indice unique intégrant simultanément des indicateurs de bien-être (santé mentale perçue, humeur générale, satisfaction de vie) et de détresse psychologique (diagnostics de troubles de l'humeur et d'anxiété, risque suicidaire). Ce choix méthodologique repose sur des analyses factorielles confirmant que ces indicateurs mesurent une seule dimension sous-jacente.

Les analyses s'appuient sur des données représentatives de la population canadienne, issues des cycles 2015-2016 et 2019-2020 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, regroupant 80 985 répondant.e.s âgé.e.s de 18 ans et plus. Le projet s'articule autour de deux volets complémentaires. Le premier volet analyse si le fait de considérer simultanément l'auto-identification et les comportements sexuels permet de mieux comprendre les écarts de santé mentale que les approches reposant sur une seule dimension. Ce volet évalue aussi la contribution du modèle *on-/off-script*, qui catégorise les individus selon la concordance ou la discordance entre leur orientation sexuelle auto-identifiée et leurs comportements sexuels. Le second volet explore dans quelle mesure le stress perçu, le soutien social et leur interaction contribuent à expliquer ces écarts de santé mentale, en examinant séparément les résultats pour les hommes et pour les femmes.

Les résultats montrent que le fait de combiner l'auto-identification et les comportements sexuels révèle des disparités de santé mentale autrement invisibles dans les approches unidimensionnelles. Par exemple, les personnes s'identifiant comme hétérosexuelles mais ayant eu des partenaires du même sexe présentent des niveaux de santé mentale supérieurs à ceux observés chez les groupes traditionnellement étudiés (hétérosexuels *on-script*). Toutefois, l'application stricte du modèle *on-/off-script* ne permet pas d'améliorer significativement la prédiction de la santé mentale par rapport à un simple modèle additif des deux dimensions, suggérant que les effets observés tiennent davantage à la combinaison même des dimensions qu'à leur concordance ou discordance.

Dans l'ensemble de la population étudiée, les niveaux les plus faibles de santé mentale globale sont observés chez les personnes s'identifiant comme bisexuelles, suivies de celles n'ayant pas eu de partenaire sexuel au cours de la dernière année. L'examen des facteurs associés montre que ces groupes se caractérisent souvent par un stress perçu élevé et un soutien social plus faible, cette combinaison étant particulièrement prononcée chez les femmes bisexuelles. Chez les hommes ayant eu des partenaires du même sexe, c'est surtout la faiblesse du soutien social qui ressort. Les analyses de médiation indiquent que le stress perçu et le soutien social expliquent ensemble entre 3,4% et 38,3% des disparités observées, selon le groupe. L'effet de leur interaction reste modeste, mais est statistiquement significatif dans le groupe des répondant.e.s n'ayant pas eu de relations sexuelles dans les 12 derniers mois.

Ces constats mettent en lumière la nécessité de prendre en compte simultanément plusieurs dimensions de l'orientation sexuelle afin de mieux cerner les réalités vécues par les minorités sexuelles, et de

développer des interventions ciblées pour les sous-groupes les plus vulnérables. Ils soulignent également l'intérêt d'une mesure globale de la santé mentale qui intègre à la fois des indicateurs de bien-être et de détresse psychologique, offrant ainsi un portrait plus complet et nuancé de l'état mental des individus. Enfin, ils confirment que le soutien social et le stress perçu constituent des leviers d'action prioritaires pour réduire les écarts de santé mentale, notamment chez les personnes bisexuelles et celles n'ayant pas eu de relations sexuelles avec partenaire au cours des 12 derniers mois.

En affinant les mesures d'orientation sexuelle et de santé mentale, et en identifiant des facteurs clés déterminant les inégalités de santé mentale, cette thèse fournit des données probantes et des outils utiles à la recherche, à la pratique clinique et aux politiques publiques. Elle encourage l'usage de mesures d'orientation sexuelle combinant auto-identification et comportements sexuels ainsi que d'indices globaux de santé mentale dans les enquêtes populationnelles. Les résultats invitent les intervenant.e.s à tenir compte des profils spécifiques de stress et de soutien social propres à chaque groupe, particulièrement chez les personnes s'identifiant comme bisexuelles et celles n'ayant pas eu de relations sexuelles avec partenaire au cours de la dernière année. Ils incitent aussi à développer des programmes ciblés de promotion de la santé mentale et de réduction des inégalités, axés sur le renforcement du soutien social et la diminution des sources de stress liées à la stigmatisation.

Mots-clés : orientation sexuelle, santé mentale, inégalités en santé, stress perçu, soutien social

## TITLE AND ABSTRACT

Multidimensional sexual orientation and global mental health in the Canadian population: Examining inequalities through the discrepancy between self-identification and sexual behaviors, and the role of perceived stress and social support.

This doctoral thesis examines mental health inequalities based on sexual orientation within the Canadian population, emphasizing the relevance of using a more comprehensive definition of sexual orientation and a global measure of mental health. Sexual orientation is addressed through two dimensions—self-identification and sexual behaviour—in order to move beyond unidimensional approaches that tend to render certain subgroups invisible. Global mental health is measured using a single index that simultaneously integrates indicators of well-being (perceived mental health, general mood, life satisfaction) and psychological distress (diagnoses of mood and anxiety disorders, suicide risk). This methodological choice is based on factor analyses confirming that these indicators measure a single underlying dimension.

The analyses are based on data representative of the Canadian population, drawn from the 2015-2016 and 2019-2020 cycles of the Canadian Community Health Survey, which included 80,985 respondents aged 18 and older. The project has two complementary components. The first component addresses whether considering self-identification and sexual behaviours simultaneously provides a better understanding of mental health disparities than approaches based on a single dimension. This component also evaluates the contribution of the on-/off-script model, which categorises individuals according to the concordance or discordance between their self-reported sexual orientation and their sexual behaviours. The second component explores the extent to which perceived stress, social support and their interaction explain these mental health disparities, examining the results separately for men and women.

The results show that combining self-identification and sexual behaviour reveals mental health disparities that are invisible in unidimensional approaches. For example, people who identify as heterosexual but have had same-sex partners have higher levels of mental health than those observed in ‘traditional’ groups (on-script heterosexuals). However, strict application of the on-/off-script model does not significantly improve the prediction of mental health compared to an additive model of the two dimensions, suggesting that the observed effects have more to do with the combination of the dimensions themselves than with their concordance or discordance.

Across the entire study population, the lowest levels of global mental health are observed among self-identified bisexual individuals, followed by those who have not had a sexual partner in the past year. Examination of associated factors shows that these groups are often characterised by higher perceived stress and lower social support, a combination that is particularly pronounced among bisexual women. Among men who have had same-sex partners, it is mainly the low level of social support that stands out. Mediation analyses indicate that perceived stress and social support together explain a significant proportion of the observed disparities. The effect of their interaction is more modest, but it remains statistically significant among respondents who have not had sex with a partner in the past 12 months.

These findings highlight the need to consider several dimensions of sexual orientation simultaneously in order to better understand the realities experienced by sexual minorities and to develop targeted interventions for the most vulnerable subgroups. They also highlight the value of a comprehensive measure of mental health that integrates indicators of both well-being and psychological distress, thus providing a more nuanced and complete picture of individuals' mental state. Finally, they confirm that social support and perceived stress are key levers in reducing mental health disparities, particularly among self-identified bisexual individuals and those who have not had sex with a partner in the past 12 months.

By refining measures and identifying key factors in mental health inequalities, this thesis provides evidence and useful tools for research, clinical practice, and public policy. It encourages the use of measures combining self-identification and sexual behaviours, as well as global mental health measures in population surveys. The results invite practitioners to consider the specific stress and social support profiles of each group, particularly among self-identified bisexual individuals and those who have not had sexual relations with a partner in the past year. They also encourage the development of targeted programmes to promote mental health and reduce inequalities, focusing on strengthening social support and reducing sources of stress related to stigma.

Keywords: sexual orientation, mental health, health disparities, perceived stress, social support

# CHAPITRE 1

## INTRODUCTION GÉNÉRALE

Il est déjà établi que les personnes s'identifiant comme lesbiennes, gaies ou bisexuelles (LGB) au Canada vivent de la stigmatisation et de la discrimination en lien avec leur orientation sexuelle. Cela se manifeste dans leurs expériences interpersonnelles telles qu'être exclu, être traité avec moins de respect, être menacé, moqué ou harcelé (e.g., Godley, 2018), ou encore une discrimination plus structurelle, notamment dans les opportunités d'emploi, le salaire et l'accès au logement et aux services de santé (e.g., Carpenter, 2008). Ces expériences négatives constituent des sources d'inégalités sociales qui peuvent expliquer en partie les moins bons niveaux de bien-être et de santé mentale souvent attribués aux populations LGB comparativement aux populations hétérosexuelles (e.g., Chamberland *et al.*, 2012 ; Williams *et al.*, 2021). Dans un contexte où les personnes qui ont une orientation sexuelle non conforme à la norme hétérosexuelle sont exposées à des expériences de stigmatisation, de discrimination et de victimisation (Meyer, 2003), elles vivent, entre autres, avec un plus faible sentiment de sécurité (e.g., Simpson, 2018), et des taux accrus de tentatives de suicide, d'idéations suicidaires, de détresse psychologique, d'anxiété généralisée et de dépression (e.g., Brennan *et al.*, 2010). Plusieurs études réalisées avec des échantillons populationnels se sont intéressées aux liens entre la santé mentale et l'orientation sexuelle (e.g., Peter *et al.*, 2017 ; Scott *et al.*, 2016 ; Sivakumaran et Margolis, 2020). Toutefois, celles-ci ont généralement été menées en ne tenant compte que d'une seule dimension de l'orientation sexuelle à la fois, limitant ainsi notre compréhension de la complexité de l'orientation sexuelle et, par conséquent, limitant aussi notre capacité à expliquer les écarts de santé mentale associés à l'orientation sexuelle. Dans ce contexte, le présent projet vise à : (a) documenter les écarts de santé mentale en fonction de l'orientation sexuelle (auto-identifiée et comportementale) au sein de la population adulte canadienne, en tenant compte des deux dimensions de l'orientation sexuelle, et (b) explorer les effets du stress perçu et du soutien social comme médiateurs potentiels pour expliquer ces écarts de santé mentale, tel que suggéré par certaines études (e.g., Krueger *et al.*, 2018 ; Ngamake *et al.*, 2016).

### 1.1 Problématique

Suite au retrait de l'homosexualité du DSM en 1973 (Drescher, 2015), la recherche sur les liens entre la santé mentale et l'orientation sexuelle s'est axée en grande partie sur le bien-être des personnes lesbiennes, gaies et, éventuellement, bisexuelles. Un des constats est que les populations de minorités

sexuelles<sup>1</sup> sont, en moyenne, en moins bonne santé mentale que les personnes hétérosexuelles, ce qui serait associé à la stigmatisation et la discrimination dont elles font l'objet (Herek et Garnets, 2007).

Très tôt suite à ce changement de paradigme (i.e., la dépathologisation de l'homosexualité) et à l'émergence du constat que les populations de minorités sexuelles ont une moins bonne santé mentale sur plusieurs aspects, des chercheur.e.s ont critiqué l'amalgame des orientations sexuelles dites minoritaires, en plaidant pour une reconnaissance de la diversité des expériences des personnes LGBT (p. ex. MacDonald, 1983).

Une première critique concernait l'importance de différencier la bisexualité de l'homosexualité. Depuis, plusieurs études ont montré, par exemple, que les niveaux de santé mentale des personnes bisexuelles sont souvent plus bas que ceux des personnes lesbiennes et gaies (e.g., Feinstein et Dyar, 2017 ; Ross *et al.*, 2018 ; San Francisco Human Rights Commission LGBT Advisory Committee, 2011).

Une deuxième critique adressée aux études utilisant une seule dimension de l'orientation sexuelle concernait l'importance de la dimension de l'orientation sexuelle utilisée. Plusieurs études ont montré que les écarts de santé mentale associés à l'orientation sexuelle varient selon la dimension de l'orientation sexuelle utilisée comme variable indépendante (e.g., Bauer et Jairam, 2008 ; Lindley *et al.*, 2012). Face à ces démonstrations de la complexité de l'orientation sexuelle, de récentes études ont commencé à tenir compte simultanément de plus d'une dimension de l'orientation sexuelle comme déterminants de la santé mentale (e.g., Caplan, 2017 ; Krueger et Upchurch, 2019 ; Lefevor *et al.*, 2022 ; Sweetman, 2019). Une des approches proposées est d'évaluer s'il y a concordance ou non entre l'auto-identification et une deuxième dimension de l'orientation sexuelle — soit le comportement ou l'attrance (Caplan, 2017 ; Debien *et al.*, 2020 ; Fu *et al.*, 2019 ; Gattis *et al.*, 2012 ; Goethe, 2018 ; Krueger *et al.*, 2018 ; Lindley *et al.*, 2012 ; Lourie et Needham, 2017 ; Pathela *et al.*, 2006). Par exemple, il y aurait concordance entre l'auto-identification et le comportement si une personne hétérosexuelle n'avait que des partenaires sexuels d'un autre genre, mais discordance si elle avait des hommes et des femmes comme partenaires sexuels. Dans la littérature,

---

<sup>1</sup> L'expression « minorités sexuelles », qui sera utilisée fréquemment dans le texte, fait référence au processus social de marginalisation de certaines sexualités dont l'expression ne cadre pas dans la norme hétérosexuelle (aussi appelée hétéronormativité). On peut donc comprendre l'expression « minorités sexuelles » comme désignant les individus/groupes dont l'orientation sexuelle est socialement minorisée. Ces orientations sexuelles sont à la fois moins fréquentes que l'hétérosexualité et représentent des identités marginalisées dans une hiérarchie de pouvoir (van Anders, 2015).

la discordance a été conceptualisée comme un facteur pouvant entraîner de la dissonance cognitive (e.g., Schick et al., 2012), constituer un stressor psychosocial (e.g., Krueger et al., 2018 ; Meyer, 2003) et/ou limiter les possibilités de soutien social (e.g., Hsieh, 2014).

Les récentes études utilisant cette approche en santé mentale suggèrent que les personnes s'auto-identifiant comme hétérosexuelles mais ayant des comportements sexuels avec et/ou des attirances sexuelles envers des partenaires du même genre auraient en général une moins bonne santé mentale que les personnes hétérosexuelles dont les autres aspects de l'orientation sexuelle concordent (Caplan, 2017 ; Krueger et Upchurch, 2019 ; Sweetman, 2019). Toutefois, il n'est pas encore clair si ces écarts de santé sont vraiment attribuables à une « discordance » dans l'orientation sexuelle, ou simplement le résultat de la contribution additionnelle de la dimension comportementale (ou de l'attirance) au-delà de la contribution statistique de l'auto-identification comme déterminants de la santé (Lefevor *et al.*, 2022). Cette façon d'aborder l'orientation sexuelle permet de discerner une complexité des expériences qui était dissimulée jusque-là. Cependant, cette approche en est encore à ses balbutiements et il n'y a pas de constat clair qui en émerge actuellement.

Les personnes hétérosexuelles « discordantes » et LGB « discordantes » représenteraient une proportion non négligeable de la population aux États-Unis, soit 4,4 % pour les comportements sexuels « discordants » par rapport à l'auto-identification et 6,2 % pour les attirances sexuelles « discordantes » par rapport à l'auto-identification (Fu *et al.*, 2019). Ces populations à l'orientation sexuelle « discordante » n'ont toutefois jamais été caractérisées dans un échantillon populationnel canadien.

Malgré l'ampleur des travaux documentant les inégalités de santé mentale vécues par les populations de minorités sexuelles, les études reposent encore majoritairement sur des indicateurs spécifiques de psychopathologie ou de détresse psychologique, comme les symptômes dépressifs, l'anxiété ou le risque suicidaire. Les dimensions positives de la santé mentale, telles que le bien-être psychologique, émotionnel ou social, demeurent beaucoup moins souvent considérées dans les analyses. En conséquence, les études existantes permettent surtout de documenter la présence de difficultés psychologiques spécifiques, mais plus difficilement de comprendre de manière globale l'expérience subjective de la santé mentale vécue par ces populations. Cette limite apparaît importante puisque plusieurs conceptualisations contemporaines de la santé mentale soutiennent que celle-ci ne peut être réduite à la seule absence de troubles mentaux. Selon la définition proposée par l'Organisation mondiale de la santé (2005), la santé

mentale comprend également des dimensions positives liées au bien-être, au fonctionnement et à la capacité des individus à faire face aux difficultés de la vie quotidienne. Ainsi, deux personnes présentant un niveau similaire de détresse psychologique pourraient néanmoins différer de manière importante sur d'autres dimensions de leur santé mentale globale, comme leur satisfaction à l'égard de la vie ou leur sentiment de bien-être.

Il serait pertinent d'examiner, pour la population canadienne, l'utilité d'une mesure multidimensionnelle de l'orientation sexuelle basée sur la concordance/discordance pour capturer les écarts populationnels de santé mentale, et d'explorer le rôle des niveaux de stress et de soutien social perçus comme médiateurs potentiels de ces écarts de santé mentale. Cela nous permettrait de mieux comprendre les effets associés à une orientation sexuelle dite discordante et l'utilité de l'approche en santé populationnelle. Cela contribuerait aussi à la réflexion concernant les meilleures pratiques pour la mesure de l'orientation sexuelle en recherche, ainsi qu'à la visibilité des expériences des personnes ayant une orientation sexuelle « discordante ». Finalement, l'identification des facteurs expliquant la relation entre l'orientation sexuelle et la santé mentale ainsi que l'identification des contextes de vie favorisant une meilleure santé mentale permettrait, ultimement, de mieux cibler les interventions visant à améliorer la santé mentale afin d'intervenir plus rapidement auprès des populations qui sont le plus en détresse et, à terme, diminuer les écarts de santé mentale associés à l'orientation sexuelle et améliorer le bien-être général.

## 1.2 Cadre conceptuel et recension des écrits

### 1.2.1 Conception multidimensionnelle de l'orientation sexuelle

Une majorité d'auteur.e.s s'entendent pour dire que l'orientation sexuelle serait composée de trois principales dimensions : l'auto-identification, les comportements et l'attirance (e.g., Beaulieu-Prévost et Fortin, 2015 ; National Research Council, 2011). Malgré cela, la plupart des études ne mesurent qu'une des dimensions de l'orientation sexuelle (Beaulieu-Prévost et Fortin, 2015 ; Joannis, 2024). Bien que ces trois dimensions de l'orientation sexuelle soient hautement corrélées, le chevauchement entre elles est n'est que partiel, et il ne peut être présumé qu'elles décrivent exactement les mêmes populations. Par exemple, jusqu'en 2018, Statistique Canada questionnait sur l'orientation sexuelle à l'aide de la question suivante : « Vous considérez-vous : hétérosexuel (relations sexuelles avec les personnes du sexe opposé) ; homosexuel, c'est-à-dire lesbienne ou gai (relations sexuelles avec les personnes du même sexe) ; ou bisexuel (relations sexuelles avec les personnes des deux sexes) ? » (Statistique Canada, s. d.) Cette formulation combine implicitement les dimensions de l'auto-identification et des comportements.

Dharma et Bauer (2017) ont évalué la capacité de cette question à identifier les minorités sexuelles en la comparant à des mesures distinctes de l'orientation sexuelle administrées dans le cadre d'un même questionnaire. Il et elle ont utilisé un échantillon canadien de 311 personnes recrutées en ligne, qui ont répondu à la fois à la question de Statistique Canada et à des questions mesurant l'identité sexuelle, les comportements sexuels passés (vie entière et dernière année) et l'attirance sexuelle. Leur étude a montré que la question unique de Statistique Canada capturait 99,3 % des personnes ayant une auto-identification sexuelle minoritaire, 84,2 % de celles ayant déjà eu des partenaires du même genre au cours de leur vie, 98,4 % de celles ayant eu un partenaire du même genre dans la dernière année, et 97,8 % de celles qui indiquaient une attirance égale ou supérieure envers les personnes du même sexe. En général, les mesures de l'attirance et des comportements seraient plus sensibles que celle de l'auto-identification (Bauer et Jairam, 2008 ; Gates, 2011).

La façon de mesurer le concept d'orientation sexuelle en recherche influence donc la répartition des participant.e.s entre les différentes catégories de la mesure de l'orientation sexuelle. En ce sens, les résultats des études portant sur la santé mentale des personnes de minorités sexuelles varient selon la façon dont l'orientation sexuelle a été mesurée. Par exemple, dans une étude auprès de 14 412 jeunes adultes (24 à 32 ans), Lindley *et al.* (2012) ont montré que les différentes dimensions de l'orientation sexuelle ne prédisent pas les mêmes difficultés en santé mentale, et que le patron d'associations entre l'orientation sexuelle et les difficultés sur le plan de la santé mentale est différent pour les hommes et les femmes. Les femmes étaient plus à risque d'avoir des symptômes dépressifs et une consommation excessive d'alcool si l'auto-identification était « surtout hétérosexuelle », si les comportements étaient surtout envers l'autre genre et/ou si l'attirance était envers les deux genres. Les hommes étaient plus à risque d'avoir des symptômes dépressifs si l'auto-identification était « surtout hétérosexuel » et/ou si les comportements étaient surtout envers l'autre genre, alors que l'attirance n'était pas statistiquement liée. Cela suggère donc que la mesure d'une seule dimension de l'orientation sexuelle n'est pas suffisante pour cerner le construit global de l'orientation sexuelle, particulièrement lorsqu'on cherche à comprendre la complexité des écarts de santé mentale au sein de ces populations. Cette conclusion est aussi appuyée par d'autres travaux (p. ex. Bauer et Jairam, 2008).

Le présent projet de thèse se positionne en faveur d'une mesure multidimensionnelle de l'orientation sexuelle. Au sein d'un individu, ces dimensions peuvent pointer dans la même direction, lorsque par exemple une femme s'identifiant comme lesbienne a exclusivement des relations sexuelles avec d'autres

femmes et est attirée exclusivement par les femmes. Cependant, il est tout à fait possible que ces dimensions divergent, lorsque par exemple un homme s'identifiant comme hétérosexuel a exclusivement des relations sexuelles avec des femmes, mais est attiré par les femmes et les hommes. En utilisant les données du *National Survey of Family Growth* de 2011 à 2015, une enquête populationnelle aux États-Unis, Hoy et London (2018) ont révélé que 65,2 % des femmes et 43,4 % des hommes ayant eu des comportements sexuels avec le même genre (à vie) s'auto-identifiaient comme hétérosexuels.

Dans la littérature scientifique, plusieurs termes sont utilisés pour capturer cette diversité des expériences liées à l'orientation sexuelle, et ainsi indiquer si les dimensions de l'orientation sexuelle pointent dans la même direction ou non au sein d'un même individu : concordante/discordante (Caplan, 2017 ; Debien *et al.*, 2020 ; Fu *et al.*, 2019 ; Gattis *et al.*, 2012 ; Goethe, 2018 ; Krueger *et al.*, 2018 ; Lindley *et al.*, 2012 ; Lourie et Needham, 2017 ; Pathela *et al.*, 2006), *coincident/branched* (Garbarski, 2021 ; Lefevor *et al.*, 2022), fluide (Diamond *et al.*, 2020), ou *on-script/off-script* (Sweetman, 2019). Pour la suite de cette thèse, nous nous éloignerons des appellations ayant une connotation négative (p. ex., discordant). Cette décision se place dans un effort de normalisation des différentes façons de vivre sa sexualité, peu importe les étiquettes que l'on choisit pour parler de soi, et elle est informée par l'approche théorique de la diversité sexuelle proposée par van Anders (2015). Cette approche synthétise les diverses sexualités minoritaires et majoritaires et les conçoit comme interconnectées, uniques, et surtout, positionnées relativement l'une à l'autre. Les différentes sexualités possibles peuvent alors être groupées de plusieurs façons, mais il n'y a pas une façon plus naturelle qu'une autre. Cela permet une vision macro, qui considère plusieurs sexualités à la fois, ainsi qu'une vision micro, qui s'intéresse aux particularités de sexualités spécifiques. Par exemple, plutôt que de s'intéresser à « l'autre » (les personnes non hétérosexuelles) ou aux différences entre le groupe minoritaire et le groupe hétérosexuel majoritaire, on s'intéresse à tous les individus en reconnaissant les différentes expériences sexo-identitaires possibles, autant au sein des groupes minoritaire et majoritaire séparément qu'entre ces deux groupes. Cela implique que chaque individu peut être situé dans la diversité sexuelle, peu importe sa position sociale de minorité ou majorité sexuelle : la « diversité sexuelle » cesse d'exclure les personnes hétérosexuelles en les plaçant comme groupe de référence. Cette approche théorique permet également de reconnaître la stigmatisation et la discrimination vécues en lien avec les aspects minorisés de la sexualité d'un individu sans présupposer une saillance à un aspect donné plutôt qu'à un autre.

Ces considérations expliquent pourquoi la terminologie *on-script/off-script* sera préférée : elle fait explicitement référence aux scripts sexuels de Simon et Gagnon (1986) et elle permet de normaliser le choix d'une étiquette qui ne correspond pas aux attentes normatives concernant notre auto-identification sexuelle en fonction de nos comportements ou attirances sexuelles.

#### 1.2.1.1 Théorie des scripts sexuels

Selon Simon et Gagnon (1986), les scripts sexuels seraient des schèmes cognitifs structurés, acquis par la socialisation, qui reflètent les normes sociosexuelles et guident les comportements sexuels. Il y aurait trois types de scripts sexuels : culturels, interpersonnels et intrapsychiques. Les scripts culturels sont ceux qui nous intéressent : ils sont issus de la vie collective (famille, école, médias, pornographie, etc.) Par exemple, les messages gouvernementaux de prévention en santé sexuelle engendrent le script culturel qu'il faut porter le condom lors des relations sexuelles. Les scripts interpersonnels, quant à eux, sont l'adaptation des scripts culturels aux contextes spécifiques rencontrés par l'individu lors d'interactions concrètes. Par exemple, si un partenaire ne veut pas utiliser le condom, le script interpersonnel pourrait être de négocier le port du condom. Finalement, les scripts intrapsychiques sont le dialogue interne et les croyances sur soi, qui sont influencés par les scripts culturels et interpersonnels. Par exemple, si un individu utilise toujours le condom, il pourrait se considérer comme quelqu'un de sécuritaire et responsable, et préférer les partenaires avec qui la négociation du condom se déroule sans accroc. Ainsi, en suivant des scripts sexuels, les individus reproduiraient des normes socioculturelles associées à leur identité sexuelle.

En conséquence, les personnes ayant une orientation sexuelle *on-script* sont celles pour qui les comportements (et/ou attirances) sexuels convergent avec les scripts culturels (ou attentes sociales) associés à leur identité sexuelle (e.g., une femme s'identifiant comme lesbienne, ayant des relations sexuelles exclusivement avec d'autres femmes et étant attirée exclusivement par les femmes). Les personnes ayant une orientation sexuelle *off-script*, quant à elles, sont celles pour qui les comportements (et/ou attirances) sexuels divergent des scripts culturels (ou attentes sociales) associés à leur identité sexuelle (e.g., un homme s'identifiant comme hétérosexuel, ayant des relations sexuelles avec des femmes et des hommes, et/ou étant attiré par les femmes et les hommes).

#### 1.2.2 Santé mentale : Définitions et conceptualisation

Ces débats conceptuels concernant l'orientation sexuelle trouvent également un écho dans les travaux portant sur la santé mentale. Selon l'Organisation mondiale de la santé (2005), la santé mentale est « un

état de bien-être dans lequel la personne peut se réaliser, surmonter les tensions normales de la vie, accomplir un travail productif et fructueux et contribuer à la vie de sa communauté. » Cette définition comporte plusieurs éléments fondamentaux, dont le bien-être et le bon fonctionnement individuel et social.

Un cadre conceptuel utilisé fréquemment pour comprendre et mesurer la santé mentale est celui de la psychiatrie : il est centré sur la présence de symptômes de troubles de santé mentale, avec des seuils diagnostics pour qualifier la présence ou l'absence d'un trouble (p. ex., en utilisant le *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* [DSM-5] ; American Psychiatric Association, 2013). Avec l'arrivée de la psychologie positive, on voit aussi apparaître des définitions axées non sur la présence de problèmes, mais sur la présence de bien-être de type hédonique (un bien-être centré sur l'affect, aussi appelé bien-être émotionnel) et de type eudémonique (un bien-être centré sur le fonctionnement individuel et social, aussi appelé bien-être psychologique et social ; Doré et Caron, 2017). Certain.e.s auteur.e.s ont cherché à arrimer ces deux visions de la santé mentale, soit celles de la psychiatrie et de la psychologie positive, et à voir comment elles peuvent coexister. Par exemple, Keyes (2005) constate que 75 % de ses participant.e.s n'ont pas de diagnostic en santé mentale, mais que seuls 20 % des participant.e.s ont un niveau élevé de bien-être. Il constate aussi qu'un faible niveau de bien-être est associé à des conséquences semblables à celles d'un épisode dépressif (p. ex., mauvaise santé mentale perçue, difficultés à accomplir les activités de la vie quotidienne, nombreuses absences au travail ; Keyes, 2002). Ainsi, les personnes qui n'ont pas de trouble de santé mentale ne seraient pas nécessairement en bonne santé mentale et ne seraient pas nécessairement plus productives. Ces résultats suggèrent donc que la mesure des symptômes des troubles de santé mentale ne serait pas suffisante pour obtenir un portrait global de la santé mentale. Il serait plutôt nécessaire d'aller au-delà de l'absence de diagnostic pour déterminer si un individu est en bonne santé mentale. Keyes (2005) propose alors le modèle des deux continuums pour décrire ce qu'il appelle la « santé mentale complète ». Selon ce modèle, la « santé mentale » (soit le bien-être émotionnel, psychologique et social) et la « maladie mentale » (soit les troubles de santé mentale) formeraient deux axes/concepts distincts, bien qu'intercorrélés. Selon lui, la santé mentale complète correspondrait à l'absence de trouble de santé mentale et la présence d'un niveau élevé de bien-être. Keyes (2005) offre aussi une démonstration empirique du modèle des deux continuums à l'aide d'une analyse factorielle confirmatoire d'un ensemble d'indicateurs de santé mentale, qui suggère que la meilleure solution factorielle est celle à deux facteurs (soit deux continuums) non orthogonaux (i.e., corrélés entre eux). Ces résultats ont été répliqués par Lamers *et al.* (2011) dans un échantillon différent, soutenant également le

modèle à deux continuums. Keyes (2007) démontra aussi qu'une mesure de santé mentale complète incluant les deux facteurs était associée à plus de différences statistiquement significatives qu'une simple mesure des troubles de santé mentale (p. ex., des différences entre personnes blanches et noires, des différences hommes/femmes). Ainsi, lorsque la santé mentale positive est prise en compte en recherche (et non seulement les troubles de santé mentale), cela mènerait à des recommandations visant à promouvoir le bien-être qui sont plus nuancées et qui ont un plus grand potentiel d'améliorer la santé mentale de la population (Doré et Caron, 2017).

Ces conceptualisations contemporaines de la santé mentale ont des implications importantes pour la recherche portant sur les inégalités sociales de santé mentale. En effet, si la santé mentale comprend à la fois des dimensions positives et négatives, alors le recours exclusif à des indicateurs de psychopathologie ou de détresse psychologique risque de produire un portrait incomplet de la santé mentale des populations étudiées. Une telle approche pourrait notamment limiter la capacité à distinguer les différentes composantes de l'expérience psychologique associées à certaines réalités sociales, comme l'exposition à des stressseurs minoritaires, les ressources de soutien social ou le bien-être subjectif.

Dans les études qui s'intéressent aux liens entre l'orientation sexuelle et la santé mentale et qui considèrent les orientations sexuelles *off-script*, les mesures de santé mentale varient énormément. Les indicateurs de santé mentale peuvent être :

- l'occurrence à vie d'un diagnostic en santé mentale, tel que la dépression majeure, l'anxiété généralisée ou le syndrome de stress post-traumatique (Gattis *et al.*, 2012 ; Krueger et Upchurch, 2019);
- la présence de symptômes de troubles de santé mentale, tels que des symptômes dépressifs ou anxieux (Caplan, 2017 ; Debien *et al.*, 2020 ; Garbarski, 2021 ; Krueger *et al.*, 2018 ; Lefevor *et al.*, 2022 ; Lindley *et al.*, 2012 ; Lourie et Needham, 2017);
- la santé mentale perçue (Hsieh, 2014 ; Schick *et al.*, 2012);
- la limitation du fonctionnement dans les activités quotidiennes à cause de la santé mentale ou physique (Schick *et al.*, 2012);
- les indicateurs de risque suicidaire tels que les pensées suicidaires, le fait d'avoir fait un plan pour se suicider ou les tentatives de suicide (Garbarski, 2021 ; Krueger et Upchurch, 2019);
- la détresse psychologique (Garbarski, 2021 ; Krueger et Upchurch, 2019);

- ou encore l'estime de soi (Sweetman, 2019).

Face à cette diversité des mesures, on peut se demander : qu'est-ce que la santé mentale, vraiment ? Et quelle est la meilleure façon de la mesurer ?

La présente thèse s'inspire du modèle de Keyes principalement pour son apport conceptuel (i.e., l'idée que la santé mentale ne peut être réduite à la seule absence de troubles mentaux), sans toutefois reprendre son approche catégorielle visant à déterminer si une personne présente ou non une « santé mentale complète ». L'objectif n'était pas de classer les répondant.e.s selon un seuil arbitraire de « bonne » ou de « mauvaise » santé mentale, mais plutôt d'évaluer leurs niveaux relatifs de santé mentale globale à partir d'une mesure continue intégrant simultanément des indicateurs de bien-être et de difficultés psychologiques. Cette approche permet de capter plus finement les variations individuelles de santé mentale sans imposer une vision dichotomique de celle-ci. Le présent projet de thèse se positionne donc en faveur d'une mesure la plus exhaustive possible de la santé mentale, incluant autant des mesures du bien-être que des difficultés en santé mentale. La terminologie adoptée pour parler de cette façon de concevoir la santé mentale sera « santé mentale globale ». Le développement de cette mesure s'inscrit également dans la continuité des travaux de Statistique Canada sur la santé mentale positive et globale. Gilmour (2019) a notamment proposé, à partir des données de l'ESCC, une conceptualisation de la santé mentale inspirée à la fois du modèle de Keyes (2005) et des recommandations de l'OMS (2005), combinant des indicateurs de bien-être et de problèmes de santé mentale. Dans le cadre de la présente thèse, cette approche a servi d'assise conceptuelle pour guider le choix des indicateurs inclus dans l'indice de santé mentale globale.

### 1.2.3 Écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle

Plusieurs enquêtes populationnelles aux États-Unis (e.g., Cochran *et al.*, 2003 ; Cochran et Mays, 2009 ; Mays et Cochran, 2001), au Canada (Brennan *et al.*, 2010 ; Gilmour, 2020 ; Steele *et al.*, 2009) et au Québec (Chamberland *et al.*, 2012) indiquent que la majorité des individus de minorités sexuelles, dont les personnes LGBTQ, sont en bonne santé mentale. Cependant, les populations de minorité sexuelle ont, en général, de moins bons niveaux de santé mentale que la population hétérosexuelle (Brennan *et al.*, 2010 ; Chamberland *et al.*, 2012 ; Cochran *et al.*, 2003 ; Cochran et Mays, 2009 ; Gilmour, 2020 ; Mays et Cochran, 2001 ; Steele *et al.*, 2009). Dans une méta-analyse des études sur la santé mentale des personnes LGBTQ publiées entre 1966 et 2005, King *et al.* (2008) concluent que les personnes LGBTQ seraient 1,5 fois plus à

risque de dépression, de troubles anxieux et de dépendance à l'alcool ou aux drogues que les personnes hétérosexuelles. Les personnes LGBT seraient également plus de deux fois plus à risque de faire des tentatives de suicide que les personnes hétérosexuelles (King *et al.*, 2008). Bien que les résultats pointent dans la même direction générale pour les hommes et les femmes, certaines différences de genre ont été observées dans la taille du risque pour chacun des indicateurs de santé mentale. Les femmes lesbiennes et bisexuelles seraient particulièrement à risque pour la dépendance aux substances (alcool ou drogues) comparativement aux femmes hétérosexuelles, alors que les hommes gais et bisexuels seraient plus à risque pour des tentatives de suicide comparativement aux hommes hétérosexuels (King *et al.*, 2008). Il apparaît donc que les personnes de minorités sexuelles vivent des inégalités sociales entraînant des répercussions sur la santé mentale, soit en termes de risque de présence de troubles de santé mentale ou encore de diminution du bien-être psychosocial.

#### 1.2.3.1 Hétérogénéité des niveaux de santé mentale entre les minorités sexuelles

Alors que plusieurs études regroupent les individus non hétérosexuels sous le terme de « minorités sexuelles » et les considèrent comme un groupe homogène dans leurs analyses (p. ex., Cochran *et al.*, 2003), de plus en plus de chercheur.e.s tendent à distinguer les individus homosexuels (lesbiennes et gais) des individus bisexuels, ce qui permet de constater une certaine hétérogénéité des niveaux moyens de santé mentale au sein même des minorités sexuelles. Par exemple, les personnes bisexuelles seraient plus à risque de vivre des difficultés de santé mentale que les personnes lesbiennes ou gaies (Feinstein et Dyar, 2017 ; Ross *et al.*, 2018 ; San Francisco Human Rights Commission LGBT Advisory Committee, 2011), et cela serait expliqué, en partie du moins, par le stress vécu suite à la discrimination et la stigmatisation, à l'invisibilité et la non-reconnaissance de cette identité, et à l'isolement que cela engendre (Feinstein et Dyar, 2017 ; Israel, 2018 ; Johnson, 2016).

Ce constat semble aussi s'appliquer aux personnes adhérant à des auto-identifications moins souvent représentées en recherche, telles que les personnes pansexuelles, demisexuelles, asexuelles, queer et en questionnement. En effet, dans un échantillon de 43 632 étudiant.e.s universitaires aux États-Unis, Borgogna *et al.* (2019) ont trouvé que les minorités sexuelles sont plus à risque d'avoir des symptômes dépressifs et anxieux que les personnes hétérosexuelles, avec des tailles d'effet plus grandes pour les populations adhérant aux différentes auto-identifications émergentes que pour les populations gaies et lesbiennes. L'étude suggère, entre autres, que les personnes pansexuelles seraient particulièrement à risque pour les symptômes dépressifs, alors que les personnes demisexuelles seraient particulièrement à

risque pour les symptômes anxieux (Borgogna *et al.*, 2019). Ces résultats soulignent l'importance de tenir compte d'une diversité sexuelle qui dépasse les catégories d'orientation sexuelle traditionnelles (LGB) pour s'assurer de bien capturer l'hétérogénéité des niveaux de santé mentale dans ces populations. De plus, les participant.e.s s'auto-identifiant autrement qu'hétérosexuel.le.s, gais/lesbiennes ou bisexuel.le.s constituent une proportion non négligeable des répondant.e.s. Par exemple, dans une étude populationnelle étatsunienne, 6 % des étudiant.e.s postsecondaires se sont identifiés comme asexuel.le.s, 1,5 % comme pansexuel.le.s et 1 % comme queer (American College Health Association, 2016). La définition des différentes auto-identifications liées à l'orientation sexuelle peut d'ailleurs être consultée dans le lexique sur la diversité sexuelle et de genre rendu disponible en ligne par le gouvernement du Canada (Gouvernement du Canada, 2019).

#### 1.2.4 Santé mentale et orientations sexuelles *on-/off-script*

Une recension des écrits sur les liens entre le fait d'avoir une orientation sexuelle *on-/off-script* et divers indicateurs de santé mentale révèle que cet effet varie selon l'auto-identification sexuelle. Avoir une orientation sexuelle *off-script* semble associé à une moins bonne santé mentale, surtout chez les personnes hétérosexuelles (Caplan, 2017 ; Garbarski, 2021 ; Krueger et Upchurch, 2019 ; Sweetman, 2019). Chez les personnes LGB, les résultats sont plus équivoques. Certaines études démontrent qu'avoir une orientation sexuelle *off-script* serait associé à une moins bonne santé mentale pour les personnes LGB aussi, sans différence marquée entre les participant.e.s gais/lesbiennes et les participant.e.s bisexuel.le.s (Schick *et al.*, 2012), alors que d'autres suggèrent que cela a peu d'impact pour cette population (Sweetman, 2019). Une autre suggère qu'avoir une orientation sexuelle *off-script* pourrait même être bénéfique pour les personnes s'identifiant comme bisexuelles (Garbarski, 2021). Globalement, il ne semble pas qu'être *off-script* serait systématiquement un facteur de risque pour la santé mentale : cela dépendrait de l'auto-identification.

##### 1.2.4.1 Les personnes hétérosexuelles *off-script* s'apparentent-elles aux minorités sexuelles ?

Plusieurs chercheur.e.s se sont demandé où se placent les personnes hétérosexuelles *off-script* par rapport aux personnes hétérosexuelles *on-script* et aux personnes s'identifiant comme LGB, *on-script* ou *off-script*, en termes de niveau de santé mentale. Est-ce que leur profil correspond plus à celui des minorités sexuelles, à celui de la majorité, ou entre les deux ? Dans une étude portant sur un échantillon représentatif de la population des États-Unis (n = 125 978), Garbarski (2021) suggère que les personnes hétérosexuelles avec une attirance *off-script* seraient en moins bonne santé mentale que les personnes

hétérosexuelles avec une attirance *on-script*, et qu'elles seraient soit en meilleure santé mentale, soit indistinguables des personnes s'identifiant comme LGB selon les indicateurs de santé mentale à l'étude. D'autres auteur.e.s appuient que le fait d'être une personne hétérosexuelle avec attirance et comportements *on-script* serait un facteur de protection par rapport à être une personne homosexuelle avec attirance et comportements *on-script* pour les diagnostics d'anxiété, de dépression et de stress post-traumatique (Gattis *et al.*, 2012). Les individus s'identifiant comme non monosexuels (bisexuels, surtout hétérosexuels ou surtout homosexuels) auraient plus de symptômes dépressifs que les personnes hétérosexuelles *on-script*, mais ne se distingueraient pas des personnes hétérosexuelles avec attirance et/ou comportements *off-script* (Caplan, 2017). Il semblerait donc que la santé mentale des personnes hétérosexuelles *off-script* se situerait entre celle des personnes hétérosexuelles *on-script* et celle des personnes s'identifiant comme LGB.

#### 1.2.4.2 Désaccords sur l'importance d'avoir une orientation sexuelle *on-* ou *off-script*

Contrairement au constat qui semble se dégager, certaines études mettent en doute l'importance d'avoir une orientation sexuelle *on-* ou *off-script* dans les écarts de santé mentale associés à l'orientation sexuelle. Une étude auprès d'étudiant.e.s postsecondaires au Québec a conclu que les individus ayant une auto-identification *off-script* par rapport à leurs attirances et/ou comportements n'auraient pas plus de symptômes dépressifs et anxieux que les personnes hétérosexuelles *on-scripts* ou que les personnes lesbiennes/gaies *on-script*, suggérant que l'exploration identitaire est normative à cet âge (Debien *et al.*, 2020). De même, Lefevor *et al.* (2022) ont également constaté qu'une auto-identification *off-script* par rapport aux attirances et/ou comportements n'avait pas d'effet significatif sur les symptômes anxieux ou dépressifs dans un échantillon clinique d'étudiant.e.s universitaires. Pourtant, selon les résultats d'une étude semblable avec un échantillon représentatif de ce groupe d'âge aux États-Unis (mais pas nécessairement étudiant.e.s), les personnes hétérosexuelles *off-script* auraient plus de symptômes dépressifs que les personnes hétérosexuelles *on-script* (Caplan, 2017). Ces résultats contradictoires pourraient être dus aux différents contextes liés au lieu géographique et à l'occupation. En effet, une scolarité plus élevée serait un facteur de protection qui peut atténuer les écarts de santé mentale liés à l'orientation sexuelle (Krueger et Upchurch, 2019), et plusieurs auteur.e.s ont trouvé des disparités dans le niveau de scolarité entre les différentes catégories d'orientation sexuelle (Caplan, 2017 ; Gattis *et al.*, 2012 ; Lourie et Needham, 2017).

### 1.2.5 Facteurs expliquant les liens entre l'orientation sexuelle et la santé mentale

Au-delà des écarts observés entre groupes, plusieurs auteur.e.s se sont également intéressé.e.s aux mécanismes susceptibles d'expliquer ces différences. Une des théories les plus populaires pour expliquer pourquoi les personnes non hétérosexuelles seraient plus à risque de vivre des difficultés de santé mentale est celle du stress minoritaire (ou *minority stress*), proposée par Meyer (2003). S'appuyant sur cette théorie, Krueger *et al.* (2018) ont examiné si le stress perçu médie l'effet de l'orientation sexuelle sur les symptômes dépressifs dans un large échantillon (n = 14 216), en stratifiant les résultats selon le genre. Cette étude ne permet pas une compréhension approfondie des réalités *on-/off-script* chez les personnes LGBT puisque les catégories d'orientation sexuelle n'y étaient pas exhaustives (hétérosexuels *on-script*, hétérosexuels *off-script*, LGBT, et surtout hétérosexuels), mais elle suggère tout de même un rôle important du stress perçu pour comprendre pourquoi certaines orientations sexuelles sont corrélées à une santé mentale diminuée. En effet, chez les femmes, le niveau de stress perçu était plus élevé chez les minorités sexuelles (hétérosexuels *off-script*, LGBT, surtout hétérosexuels) que chez les femmes hétérosexuelles *on-script*, ce qui expliquait partiellement les symptômes dépressifs plus élevés (proportion de médiation = 36 % à 62 %). Les hommes surtout hétérosexuels (auto-identifiés) vivaient plus de stress perçu que les hommes hétérosexuels *on-script*, ce qui expliquait partiellement les symptômes dépressifs plus élevés (proportion de médiation = 38 %).

Un autre facteur explicatif potentiel serait le soutien social perçu. Un des facteurs connus qui aiderait à mitiger les effets du stress sur la santé mentale, autant chez les personnes hétérosexuelles que chez les minorités sexuelles, est l'accès à et l'utilisation d'un soutien social positif (Bariola *et al.*, 2015 ; Bos *et al.*, 2008 ; Kwon, 2013 ; Mereish et Poteat, 2015 ; Ozbay *et al.*, 2007). Il semblerait que, de façon générale, les personnes de minorités sexuelles auraient moins accès à du soutien social que les personnes hétérosexuelles (Bos *et al.*, 2008 ; Saewyc, 2011). Cela pourrait amplifier les écarts de santé mentale entre les personnes de minorité sexuelle et les personnes hétérosexuelles, en plus d'expliquer l'hétérogénéité des niveaux de santé mentale au sein des populations de minorité sexuelle. Par exemple, il semblerait qu'un réseau social plus vaste et un soutien social de meilleure qualité soient particulièrement protecteurs pour la santé mentale perçue des personnes s'identifiant comme LGBT, mais pas nécessairement pour les personnes hétérosexuelles ayant eu des comportements sexuels avec des partenaires du même genre (comparativement aux personnes hétérosexuelles *on-script* ; Hsieh, 2014). En effet, selon cette étude, les personnes hétérosexuelles *off-script* auraient un niveau de santé mentale semblable à celui des personnes hétérosexuelles *on-script* malgré le fait qu'elles aient moins de ressources sociales. Il semblerait donc que

d'avoir des comportements sexuels avec des personnes du même genre sans adopter une auto-identification minoritaire (tel que le font les personnes hétérosexuelles *off-script*) serait associé à un moindre accès à une communauté d'appartenance, ce qui pourrait expliquer les ressources sociales moindres. Il se pourrait que la stigmatisation et la discrimination soient vécues avec plus de force/d'intensité par les minorités sexuelles si elles s'affichent comme tel (via l'auto-identification ; Gattis *et al.*, 2012), ce qui expliquerait pourquoi on n'observe pas de diminution de la santé mentale chez les personnes hétérosexuelles *off-script*, et ce qui limiterait l'effet bénéfique potentiel des ressources sociales pour cette population.

Il apparaît également que plusieurs contextes de vie et caractéristiques individuelles pourraient influencer la relation entre l'orientation sexuelle et la santé mentale, tels que l'âge (Gattis *et al.*, 2012 ; Krueger et Upchurch, 2019 ; Lindley *et al.*, 2012 ; Lourie et Needham, 2017) le niveau de scolarité (Debien *et al.*, 2020 ; Gattis *et al.*, 2012 ; Hsieh, 2014 ; Krueger *et al.*, 2018 ; Krueger et Upchurch, 2019 ; Lourie et Needham, 2017 ; Sweetman, 2019), le revenu (Debien *et al.*, 2020 ; Gattis *et al.*, 2012 ; Krueger *et al.*, 2018 ; Krueger et Upchurch, 2019 ; Sweetman, 2019), le statut relationnel (Sweetman, 2019), le fait de vivre en ville ou en milieu rural (Krueger et Upchurch, 2019) et la région géographique de résidence (p. ex. où aux États-Unis, dans Krueger et Upchurch, 2019).

### 1.3 Objectifs

Suite à cette recension de la littérature, plusieurs constats émergent. D'abord, lorsqu'on s'intéresse aux écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle, il apparaît important de couvrir les différents aspects de la santé mentale avec des mesures diversifiées, qui incluent autant des éléments liés aux problèmes de santé mentale qu'au bien-être. Ensuite, dans un contexte où les populations de minorités sexuelles ne sont pas un groupe homogène sur le plan de la santé mentale, il apparaît important de voir par quelles mesures il serait approprié de les distinguer. Il serait important de confirmer la pertinence de mesurer plusieurs dimensions de l'orientation sexuelle dans un échantillon représentatif de la population canadienne, alors que la plupart des études portant sur ce sujet sont sur des échantillons étatsuniens. De plus, la littérature n'est pas unanime à propos du rôle de l'orientation sexuelle *on/off-script* dans les écarts de santé mentale, au-delà de l'influence des dimensions de l'orientation sexuelle prises séparément. Finalement, parmi les études qui tentent de comprendre le « pourquoi » des écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle, certaines ont testé le rôle médiateur du stress perçu et du soutien social, mais sans jamais tenir compte des possibles interactions entre ces médiateurs potentiels, encore moins en tenant

compte de l'aspect *on-script* ou *off-script* de l'orientation sexuelle. Il apparaît également que plusieurs contextes de vie peuvent influencer la relation entre l'orientation sexuelle et la santé mentale : il serait donc important de tenir compte de ces variables contrôles lorsqu'on étudie l'effet des médiateurs. Les limites conceptuelles et méthodologiques recensées dans la littérature soulignent donc la pertinence d'une approche multidimensionnelle de l'orientation sexuelle et d'une approche globale de la santé mentale dans l'étude des inégalités observées au sein des populations de minorités sexuelles. L'objectif général de cette thèse doctorale est de documenter puis de tenter d'expliquer les écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle au sein de la population canadienne, à partir d'une approche multidimensionnelle de l'orientation sexuelle et d'une approche globale de la santé mentale. Les analyses ont été effectuées à partir de données populationnelles des cycles 2015-2016 et 2019-2020 de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de Statistique Canada.

En premier lieu, un indicateur de santé mentale globale a été développé, par analyse factorielle exploratoire, à partir des variables de santé mentale et de bien-être disponibles dans l'ESCC. Ces analyses sont présentées en matériel supplémentaire dans l'article 1.

Un premier article a ensuite été écrit pour quantifier, séparément pour les hommes et les femmes, les écarts de santé mentale globale associés à l'orientation sexuelle (auto-identifiée et comportementale), et pour évaluer si tenir compte de l'aspect *on-* ou *off-script* des comportements sexuels améliore la contribution statistique de l'orientation sexuelle comme déterminant de la santé, par rapport à un modèle additif de l'effet des deux dimensions de l'orientation sexuelle.

Un deuxième article a finalement été écrit pour évaluer à quel point le niveau de stress quotidien perçu, le soutien social et leur interaction permettent d'expliquer, comme médiateurs, les écarts de santé mentale révélés dans le premier article.

#### 1.4 Structure de la thèse

La thèse est constituée de quatre chapitres. Suivant ce premier chapitre d'introduction se trouvent les chapitres deux et trois, qui reprennent intégralement les articles 1 et 2 (respectivement). Afin de faciliter la lecture, le matériel supplémentaire de chaque article est inclus directement à la suite du texte de l'article plutôt qu'à la fin de la thèse. Finalement, le quatrième chapitre propose une discussion générale des

résultats des deux articles. Les références mentionnées dans les quatre chapitres sont consignées à la fin de la thèse.

## CHAPITRE 2

### ARTICLE 1 : Examining the impact of on-/off-script sexual orientation on mental health

Leclerc, A., et Beaulieu-Prévost, D. (2025). Examining the impact of on-/off-script sexual orientation on mental health. *Canadian Psychology / Psychologie Canadienne*, 66(1), 33–44. <https://doi.org/10.1037/cap0000402>

Following the jury's comments, minor changes were made to the text of the article as included in this thesis. The original text is available online, as accepted and published by the journal.

#### 2.1 Abstract/Résumé

While sexual minorities face pervasive social stigma and discrimination detrimental to mental health (e.g., Chamberland *et al.*, 2012), variations exist within these communities. For example, whether the identity, attraction and behavioural dimensions of sexual orientation (SO) converge or diverge within an individual seems to predict mental health. The on-/off-script model posits that convergence (on-script) or divergence (off-script) between SO dimensions can influence mental health. Yet, studies assessing the impact of SO on mental health generally only measure one SO dimension. This study aims to test the usefulness of measuring both identity and behavioural SO dimensions when predicting global mental health, and to test the added usefulness of the on-/off-script model. Hierarchical regression analyses were performed separately for men and women in a population sample (n = 80,985) from the Canadian Community Health Survey. Results show that using two SO measures improved the assessment of mental health disparities. However, the on-/off-script model statistically improved the results only for men, and the effect was very small. Mental health disparities were therefore analysed according to an additive model. While heterosexual identity predicted a better outcome than bisexual or gay/lesbian identities, having only other-gender partners predicted a better outcome than not having any partner but a worse outcome than having only same-gender partners. This population-based study represents one of the largest known to test of the on-/off-script model and it suggests that the model is not better than an additive model to explain the combined effects of self-identified and behavioural SO.

Keywords: sexual orientation, mental health inequalities, gender differences, national sample, survey methodology

Significance of the study: Being part of a sexual minority group, whether through sexual self-identification (e.g., lesbian, gay, bisexual) or behavioural sexual orientation (e.g., same-gender partners), exposes oneself to social stigma and discrimination, which can negatively affect mental health in complex ways. In addition to the expected negative effect on mental health associated with minority identities, a second and positive effect associated with same-gender partnership was identified in this study. These findings can be used to inform the practices of mental health practitioners working with sexually diverse people, and public policies targeting the wellbeing of these populations, e.g., by reminding us of the important role played by the access (or not) to partnership, both sexual and often relational, for sexually diverse people and communities.

Bien que les minorités sexuelles soient confrontées à une stigmatisation sociale généralisée et à une discrimination préjudiciable à la santé mentale (p. ex. Chamberland *et al.*, 2012), il existe des variations au sein de ces communautés. Par exemple, la convergence ou la divergence des dimensions identitaire, d'attirance et comportementale de l'orientation sexuelle chez un individu semble être un facteur prédictif de la santé mentale. Le modèle *on-/off-script* postule que la convergence (*on-script*) ou la divergence (*off-script*) entre les dimensions de l'orientation sexuelle peut influencer la santé mentale. Pourtant, les études évaluant l'impact de l'orientation sexuelle sur la santé mentale ne mesurent généralement qu'une seule dimension de l'orientation sexuelle. La présente étude vise à évaluer la pertinence de considérer simultanément les dimensions identitaire et comportementale de l'orientation sexuelle dans l'étude des écarts de santé mentale globale, et de tester l'apport supplémentaire du modèle *on-/off-script*. Des analyses de régression hiérarchique ont été effectuées séparément pour les hommes et les femmes dans un échantillon de population (n = 80 985) provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Les résultats montrent que la prise en compte conjointe de deux dimensions de l'orientation sexuelle permet de mieux détecter certaines disparités de santé mentale globale. Toutefois, le modèle *on-/off-script* n'améliorait les résultats de manière statistiquement significative que chez les hommes, et cet effet demeurait de faible ampleur. Les disparités en matière de santé mentale ont donc été analysées selon un modèle additif. Alors que l'identité hétérosexuelle prédisait un meilleur résultat que les identités bisexuelles ou gaies/lesbiennes, le fait de n'avoir que des partenaires d'un autre sexe prédisait un meilleur résultat que le fait de n'avoir aucun partenaire, mais un moins bon résultat que le fait de n'avoir que des partenaires du même sexe. Cette étude populationnelle constitue l'une des plus vastes études connues ayant examiné le modèle *on-/off-script* et suggère que ce modèle n'explique pas mieux les écarts de santé

mentale globale qu'un modèle additif tenant compte séparément des dimensions auto-identifiée et comportementale de l'orientation sexuelle.

Mots-clés : orientation sexuelle, inégalités en santé mentale, différences entre les sexes, échantillon national, méthodologie d'enquête

## 2.2 Introduction

It is now well established that people in Canada who identify as lesbian, gay or bisexual (LGB) generally experience more social stigma and discrimination than their heterosexual counterparts, whether in the form of interpersonal experiences such as being treated with less respect, being threatened or harassed (e.g., Godley, 2018), or more structural discrimination such as in employment opportunities and wage gaps (e.g., Carpenter, 2008). Several Canadian population-based studies reveal that these experiences of social stigma, discrimination and victimization have important negative impacts on the mental health of LGB-identified people compared to heterosexual-identified people (Brennan *et al.*, 2010 ; Gilmour, 2020 ; Steele *et al.*, 2009). Indeed, while most sexual minority individuals are in good mental health, LGB people are 1.5 times more at risk than heterosexual people of living with depression, anxiety disorders or substance dependence (King *et al.*, 2008). They are also more than twice as likely as heterosexual individuals to attempt suicide (King *et al.*, 2008). These disparities in mental health are thought to be mainly due to the stress of having a SO that differs from the heterosexual norm, also known as minority stress (Meyer, 2003). However, several researchers criticize the indiscriminate pooling of so-called minority SO and argue for recognition of the heterogeneity of LGB individuals' experiences (e.g., Feinstein & Dyar, 2017 ; Ross *et al.*, 2018).

### 2.2.1 The Heterogeneity of LGB Sexual Orientation and its Effect on Mental Health

#### 2.2.1.1 Differences Depending on Sexual Orientation

While many studies group together non-heterosexual individuals under the term "sexual minorities" and consider them to be a homogeneous group in their analyses, more and more researchers distinguish between these different subpopulations, allowing us to observe a certain heterogeneity in mental health levels between sexual minority groups. For example, a recurring result in the literature is that bisexual people tend to be more at risk of experiencing mental health difficulties than lesbian or gay individuals (e.g., Feinstein & Dyar, 2017 ; Ross *et al.*, 2018 ; San Francisco Human Rights Commission LGBT Advisory Committee, 2011), and this would be explained, at least in part, by the psychosocial stress experienced as

a result of discrimination and social stigma, the invisibility and lack of recognition of the bisexual identity and the social isolation resulting from this adversity (Feinstein & Dyar, 2017 ; Israel, 2018 ; Johnson, 2016). Thus, bisexual people should not automatically be grouped with gay or lesbian people for analytic purposes when studying the relationships between sexual orientation and mental health. Otherwise, mental health disparities between these sexual minorities will not be identified.

#### 2.2.1.2 Differences Depending on the Measure of Sexual Orientation Used

The way in which SO is measured also influences the magnitude of mental health disparities observed. Most authors agree that SO has three key dimensions: self-identification, behaviour and attraction (National Research Council, 2011). Self-identification refers to the label that the individual attributes to themselves and is akin to a social identity (Beaulieu-Prévost & Fortin, 2015). The behavioural dimension refers to the gender of partners with whom the individual has engaged in consensual sexual activities (usually involving genitalia), either over a lifetime or a given period (e.g., the last 12 months; (Beaulieu-Prévost et Fortin, 2015). Attraction refers to the gender of those towards whom the person is sexually attracted, and/or with whom they would like to engage in sexual activity (Beaulieu-Prévost & Fortin, 2015).

Despite this, most studies still use only one SO dimension, depending on the targeted issue: e.g., self-identification in studies about social inequality and discrimination, and behaviour in studies about sexually transmitted infections (Beaulieu-Prévost & Fortin, 2015). Although the three SO dimensions are highly correlated, overlap between them is only partial, and the way in which SO is measured influences the distribution of respondents across each of the SO categories (Dharma & Bauer, 2017). Thus, the results of studies looking at the mental health of people belonging to sexual minorities tend to vary depending on how SO was measured. For example, in a study of 14,412 young adults (aged 24-32) from the United States, Lindley *et al.* (2012) showed that women most at risk of depressive symptoms and heavy drinking were those who self-identified as "mostly heterosexual", whose' sex partners were "mostly of the other gender", or who were attracted "toward men and women". This suggests that unidimensional measuring of SO is not sufficient to capture the overall construct of SO, particularly when attempting to understand the complexity of mental health disparities in these populations.

Since the three SO dimensions are highly correlated, but the overlap between them is not complete, these dimensions may not always point in the same direction for a given individual (e.g., a woman identifying as heterosexual who had sex with women and men). Indeed, a population-based survey in the United States

found that 65% of women and 43% of men who engaged in same-gender sexual behaviour at least once over their lifetime self-identified as heterosexual (Hoy & London, 2018).

Although it seems potentially useful to include more than one dimension of SO when assessing the effect of SO, the method that should be used to combine the SO variables is still debated. The simplest method would be to simply include the SO variables as predictors to assess a cumulative model of the effects of the SO variables. However, some authors argue that a simple cumulative model does not adequately capture the complexity of the interactions between the SO variables. The on-/off-script model of SO (Sweetman, 2019) was proposed as a solution to better represent the complexity of the effect of multidimensional SO.

### 2.2.2 On- and Off-Script Sexual Orientations: The Interactionist Model

Sweetman's (2019) typology of on-script vs off-script SO explicitly refers to Simon & Gagnon's sexual scripts (1986), which are structured cognitive schemas acquired through socialization that indicate how to behave. Thus, people with an on-script SO are those for whom the SO dimensions coincide (or converge). This personal situation corresponds to the predominant cultural script (e.g., a man identifying as gay and sexually engaging with other men). People with an off-script SO, on the other hand, are those for whom the SO dimensions do not all coincide, thus going against the predominant cultural script (e.g., a man identifying as heterosexual who had sex with women and men).

A review of the literature on the correlations between having an on- or off-script SO and various mental health indicators reveals that having an on- or off-script SO is associated with mental health outcomes. However, this effect is not homogeneous, and it seems to be a function of the respondents' self-identified SO. In fact, several studies looking at a single mental health indicator suggest that being off-script is a risk factor, but particularly so for people identifying themselves as heterosexual. For men and women, off-script heterosexual people experience more psychological distress than on-script heterosexual people, though less than people who self-identify as lesbian, gay or bisexual (Krueger & Upchurch, 2019). Conversely, being on-script was protective of depressive symptoms, particularly among people who self-identify as heterosexual (Caplan, 2017). Sweetman's (2019) findings point in the same direction: off-script heterosexual people in terms of attractions (heterosexual self-identification and same-gender attraction) showed lower self-esteem than on-script heterosexual people, while off-script LGB individuals did not differ from on-script LGB individuals. It therefore seems more costly to deviate from heteronormativity

than from the norms associated with LGB identities. However, some studies suggest that being on-script may be protective for LGB individuals too. For example, in a sample of 2,578 women with attractions toward women, for both those self-identifying as lesbian and bisexual, being behaviourally on-script (i.e., in the same direction as self-identification) was protective for perceived mental health (Schick *et al.*, 2012).

Other studies present more nuanced results, particularly when several mental health indicators are considered and gay/lesbian and bisexual SO categories are analysed separately. In a representative sample of the US population (n = 125,978), Garbarski (2021) looked at differences in psychological distress, depressive symptoms, suicidal ideation and suicide planning/attempt between the following groups: on-script heterosexual, off-script heterosexual, on-script gay/lesbian, off-script gay/lesbian, on-script bisexual and off-script bisexual. Results suggest that being on-script is protective for mental health for heterosexual people; but that being on- or off-script has little impact for lesbian or gay individuals; and that for bisexual people, being off-script is, actually, protective. Consequently, we can't clearly conclude that having an off-script SO is systematically a risk factor for mental health: it seems to depend on self-identification.

Of note, some studies cast doubts on the importance of on- or off-script SO for mental health disparities related to SO. A study of 4,835 emerging adults (aged 18-29) attending a Quebec post-secondary institution (CEGEP or university) concluded that off-script individuals did not have more depressive and anxiety symptoms than on-script heterosexual individuals or on-script lesbian/gay individuals, suggesting that identity exploration is normative at this age (Debien *et al.*, 2020). That said, a similar study of 12,369 emerging adults (aged 24-32), which was a representative sample of this age group in the U.S., found that off-script heterosexual people reported more depressive symptoms than on-script heterosexual people (Caplan, 2017). A second study challenges the statistical significance of any mental health risk associated with having an off-script SO. In a clinical sample of 4,530 university students, Lefevor *et al.* (2022) tested the addition of an off-script variable to a model in which the three SO dimensions (heterosexual self-identification or not, heterosexual attractions or not, heterosexual behaviours or not since puberty) were already present, seeking to explain several mental health outcomes such as depressive and anxiety symptoms. Their analyses revealed that being off-script was not a statistically significant predictor, suggesting that it may not play a substantial role in mental health disparities related to SO beyond the contribution of each of the SO dimensions.

Thus, several observations emerge. Firstly, given that sexual minority populations are not a homogeneous group when it comes to mental health, it seems important to know which measures are appropriate to differentiate them. While a few population-based studies have looked at the relevance of measuring multiple SO dimensions (all with samples from the U.S.), most of them had to merge minority categories (and thus overlook potential differences between them), often as a compromise to reach an acceptable level of statistical power. Furthermore, given that the literature is not unanimous on this subject, it would be interesting to investigate the role of on-/off-script SO in mental health disparities, beyond the cumulative effect of the SO dimensions. It would provide an assessment of the usefulness (or not) of the model for LGB health research and practice.

### 2.2.3 Purpose of the Present Study

In the present study we examined the effect of multidimensional SO on mental health in a Canadian population-based sample. Considering that patterns of mental health disparities differed by gender in many studies that used a multidimensional measure of SO (e.g., Caplan, 2017 ; Krueger & Upchurch, 2019), analyses were carried out separately for men and women. The three objectives were: (1) to test the relevance of measuring multiple SO dimensions when examining its impact on global mental health, while taking into account individual characteristics and aspects of respondents' life context (e.g., age, income, education, and relationship status), (2) statistically test the relevance of the interactionist model, namely the on-script/off-script model (i.e., the statistical significance of the effect of interaction beyond the cumulative effects of the SO dimensions), and (3) examine how gender affects these results. To do this, hierarchical regression analyses were performed on a large population sample from Statistics Canada's Canadian Community Health Survey (CCHS). We hypothesized that (1) Both sexual identity and sexual behaviour would statistically contribute to the model (a minority SO being associated with poorer mental health than a majority SO for each dimension), (2) having an off-script (vs. on-script) SO would add a negative impact to mental health beyond the main effects associated with the two SO measures, at least for monosexual orientations (i.e., heterosexual, gay and lesbian identities), and (3) the negative effect of off-script SO would be less pronounced for women, considering that socially, women's sexual fluidity is more expected (Diamond, 2016) and better tolerated (Fahs, 2009) than men's.

## 2.3 Method

### 2.3.1 Sample

We combined CCHS data from two cross-sectional waves (2015/2016 and 2019/2020), which were selected because multiple SO dimensions were measured (self-identified and behavioural). More information on the methodology of this survey can be found on the CCHS website (Statistics Canada, s. d.). People who never had sex in their life were excluded. Respondents who reported a self-identified SO other than heterosexual, gay/lesbian or bisexual were not included, because the small number of respondents in some on-/off-script SO categories after stratifying the sample by gender did not meet the minimum required by Statistics Canada to publish results. For the same reasons, people who did not indicate “man” or “women” as gender could not be included. The study of such SO or gender diversity would require oversampling of these populations, which was unfortunately not done in the CCHS. The final sample included 80,985 participants.

### 2.3.2 Measures

#### 2.3.2.1 Sexual Orientation

Two SO dimensions were measured: self-identified (heterosexual, gay/lesbian, bisexual) and behavioural (gender of sexual partners in the past 12 months). These two dimensions of SO were also used to categorize every participant into one of 10 on-/off-script categories of SO, depending on whether the behavioural SO coincided with the self-identified SO (on-script) or not (off-script). These categories are presented in Table 2.1. Respondents who were sexually inactive in the last 12 months were considered a passive variant of an on-script SO. Bisexual respondents who had sexual activities with only one gender were considered a variant of an on-script SO. The rationale was that requiring bisexual people to have had sexual activities with men and women in the past 12 months to be on-script would confound the on-/off-script measure with having a higher number of sexual partners, which could bias results. To better understand how behavioural bisexuality and the number of sexual partners can be confounded, readers are referred to Bauer & Jairam (2008).

**Tableau 2.1 Composition of On-/Off-Script Sexual Orientation Categories**

On-/off-script SO category	Self-identified SO	Behavioural SO
On-script heterosexual	Heterosexual	Other gender only

Off-script heterosexual	Heterosexual	Same gender only Men and women
On-script heterosexual, passive variant	Heterosexual	No partnered sexual activities
On-script gay/lesbian	Gay/lesbian	Same gender only
Off-script gay/lesbian	Gay/lesbian	Other gender only Men and women
On-script gay/lesbian, passive variant	Gay/lesbian	No partnered sexual activities
On-script bisexual	Bisexual	Men and women
On-script bisexual, other gender variant	Bisexual	Other gender only
On-script bisexual, same gender variant	Bisexual	Same gender only
On-script bisexual, passive variant	Bisexual	No partnered sexual activities

---

*Note.* SO = sexual orientation.

#### 2.3.2.2 Global Mental Health

The global mental health index was computed from the following six variables: mood disorder diagnosis (yes or no), anxiety disorder diagnosis (yes or no), suicide risk (how many suicide risk elements present among thoughts, plan and attempt), perceived mental health (0 = *poor*, 1 = *fair*, 2 = *good*, 3 = *very good*, 4 = *excellent*), general mood (0 = *so unhappy that life is not worthwhile*, 1 = *unhappy with little interest in life*, 2 = *somewhat unhappy*, 3 = *somewhat happy*, 4 = *happy and interested in life*), and satisfaction with life (satisfaction about life as a whole on a scale of 0 to 10, 0 = *very dissatisfied*, 10 = *very satisfied*). These variables were selected from the mental health indicators available in the CCHS, and the global mental health index was developed using an exploratory factor analyse, as described in Supplementary Material A. These six variables were then standardized and averaged to create the global mental health index. The global mental health index in this sample had a good internal consistency (Cronbach alpha of 0.77).

#### 2.3.2.3 Gender

In the 2019/2020 data, (current) gender was directly questioned (i.e., man, woman or please specify), as was sex at birth (i.e., male or female). To stratify the analyses according to gender, self-identified gender was used. In the 2015/2016 data, this variable was not available and self-identified sex was used.

#### 2.3.2.4 Control Variables

Several individual characteristics and life contexts with the potential to influence mental health were considered as control variables for the analyses: gender trajectory (i.e., trans or cisgender, based on current gender and sex at birth), age centered on the mean (40), squared age centered on the mean (to estimate potential non-linear associations), Indigenous status (y/n), ethnoracial affiliation (in 11 categories), country of birth (Canada or not), student status, employment in three levels centered on mean (2: full time), education in nine levels centered on the mean, individual income in fourteen levels and household income in fifteen levels (both treated as numerical variables), marital status, living arrangement (with a partner/spouse or not, with a child of 5 years old and less or not<sup>2</sup>), province/territory of residence (in 13 categories), and living in an urban or rural area (in three categories).

To reduce the number of categories for categorical variables (which unnecessarily increased the total number of control variables in the model), certain categories with an effect in the same direction were grouped together. To determine whether this resulted in a loss of precision, these merges were carried out only when they did not lead to a statistical reduction in  $R^2$ . Thus, the education variable was reduced from 9 to 4 categories (centered on 2: postsecondary below bachelor's degree), the province/territory of residence variable went from 13 to 6 categories, and the 11 ethnoracial categories were reduced to a dichotomous Person of Color variable (i.e., Exclusively White or not). Finally, since the ethnoracial question was only presented to those who did not identify as Indigenous, both questions were merged into an ethnoracial variable with 3 categories (Exclusively White, Indigenous, others).

#### 2.3.3 Analyses

Descriptive analyses stratified by gender were performed to characterize the sample in terms of SO, mental health and sociodemographic variables.

Then, preliminary analyzes were conducted to confirm the two survey cycles could be combined. To do this, the moderating effect of survey wave was tested using a hierarchical linear regression (first block: self-identified SO and wave of data collection, second block: interaction between these two). Additionally, the women's and men's models were confirmed to behave differently using a Wald test on the coefficients

---

<sup>2</sup> This age threshold for children living at home was the one available in the data provided by Statistics Canada.

of a linear model in which self-identified SO, behavioural SO and interactions between these two variables predicted global mental health.

Finally, hierarchical linear regression analyses were conducted in four successive blocks to model the differences in global mental health associated with SO. The first block included all the control variables, to estimate the impact of respondents' individual characteristics and life contexts on global mental health. The second block added self-identified SO to estimate its impact on global mental health, beyond what could be attributed to differences in life contexts and individual characteristics (i.e., the control variables). The third block added behavioural SO to assess the relevance of including an additional dimension of SO when seeking to characterise differences in mental health. The fourth block added the on-/off-script categories to assess the impact of having an off-script SO, beyond the independent effects of both self-identified SO and behavioural SO. Dummy variables were created to represent the 10 categories of on-/off-script SO in the analyses.

To ensure that the estimates produced with the CCHS data were representative of the Canadian population, the analyses were weighted using the population weights provided by Statistics Canada, and the population variance was estimated using a balanced repeated replication procedure and 500 bootstrap weights. However, it was not possible to use bootstrap weights for the following analyses due to technical incompatibilities: for the factor analyses and for two indicators of statistical model quality (VIF and examination of residuals). The results of these analyses were still deemed relevant, due to their nature. To consider multiple survey waves, the weights were corrected according to the method validated and used by Statistics Canada, namely that of Lapointe & Courtemanche (2007). For surveys with a complex sampling design such as the CCHS, unstandardized coefficients are generally favored over standardized ones because the complexity of the variance estimation makes the standardized coefficients theoretically more complex to interpret. More precisely, such design does not respect the assumption of independent and identically distributed variables necessary for standardization. Consequently, for the regression models, the main tables present the unstandardized coefficients. However, the standardized coefficients and zero-order correlations between the predictors and the dependant variable were included as supplemental material for readers interested in them.

All analyses were performed on Stata 15, with a significance level ( $\alpha$ ) of .05. Standardized coefficients were extracted using the SPost13 module (Long & Freese, 2014).

## 2.4 Results

### 2.4.1 Descriptive Results

The weighted sociodemographic characteristics of the total sample, presented in Table 2.2, globally represent Canadian adults from 18 to 64 years old in 2015-2016 or in 2019-2020, and who identified as either heterosexual, gay/lesbian, or bisexual.

### 2.4.2 Preliminary Analyses

The interaction term between wave of data collection and self-identified SO did not statistically contribute to predicting global mental health for women ( $\Delta R^2 < .001$ ,  $p = .87$ ) nor men ( $\Delta R^2 < .001$ ,  $p = .42$ ). This suggests that the data collection wave did not statistically affect the relationship between SO and global mental health. The models were therefore considered to be equally representative for both survey cycles. The two cycles were thus combined for the main analyses.

A Wald test was also done to compare men's and women's coefficients in a linear model where self-identified SO, behavioural SO and interactions between these two predict global mental health. The coefficients of each gender's model taken altogether differed statistically from the other ( $F(11, 80,974) = 2.49$ ,  $p = .004$ ), which confirms that it is preferable to examine results separately for women and men.

**Tableau 2.2 Weighted Distribution of the Sample**

Characteristic	Women (n = 42,845, N = 7,527,540)	Men (n = 38,140, N = 7,688,972)
Self-identified SO (%)		
Heterosexual	95.495.7 <sub>96.0</sub>	96.196.4 <sub>96.7</sub>
Gay/lesbian	1.11.3 <sub>1.5</sub>	2.22.4 <sub>2.7</sub>
Bisexual	2.73.0 <sub>3.3</sub>	1.01.1 <sub>1.3</sub>
Behavioural SO (%)		
Other gender only	89.389.8 <sub>90.3</sub>	90.791.2 <sub>91.6</sub>
Same gender only	1.21.4 <sub>1.6</sub>	2.32.5 <sub>2.8</sub>
Men and women	0.81.0 <sub>1.1</sub>	0.20.3 <sub>0.4</sub>
No partnered sexual activities	7.57.9 <sub>8.3</sub>	5.66.0 <sub>6.4</sub>

On-/off-script SO		
Heterosexual on-script	87.387.9 <sub>88.4</sub>	90.190.6 <sub>91.1</sub>
Heterosexual off-script	0.40.6 <sub>0.7</sub>	0.20.3 <sub>0.4</sub>
Heterosexual on-script passive variant	6.97.3 <sub>7.7</sub>	5.15.5 <sub>5.9</sub>
Gay/lesbian on-script	0.80.9 <sub>1.1</sub>	1.92.1 <sub>2.4</sub>
Gay/lesbian off-script	0.10.1 <sub>0.2</sub>	< 0.10.1 <sub>0.1</sub>
Gay/lesbian on-script passive variant	0.20.2 <sub>0.3</sub>	0.20.3 <sub>0.4</sub>
Bisexual on-script	0.40.5 <sub>0.6</sub>	0.10.2 <sub>0.3</sub>
Bisexual on-script other gender variant	1.61.8 <sub>2.0</sub>	0.40.5 <sub>0.6</sub>
Bisexual on-script same gender variant	0.20.3 <sub>0.4</sub>	0.10.2 <sub>0.3</sub>
Bisexual on-script passive variant	0.30.4 <sub>0.5</sub>	0.20.2 <sub>0.3</sub>
Global mental health (mean)	-0.022-0.012 <sub>-0.002</sub>	0.0650.075 <sub>0.084</sub>
Age (mean)	41.541.6 <sub>4.7</sub>	41.641.7 <sub>41.9</sub>
Ethnoracial affiliation (%)		
Exclusively White	73.574.2 <sub>74.9</sub>	73.674.4 <sub>75.1</sub>
First Peoples	4.04.3 <sub>4.6</sub>	3.63.9 <sub>4.2</sub>
Other	20.821.5 <sub>22.2</sub>	21.021.7 <sub>22.4</sub>
Not born in Canada (%)	24.124.8 <sub>25.5</sub>	24.825.5 <sub>26.3</sub>
Employment (%)		
Full time	59.960.6 <sub>61.4</sub>	76.577.2 <sub>77.9</sub>
Part time	13.814.4 <sub>15.0</sub>	5.96.3 <sub>6.7</sub>
Unemployed	24.325.0 <sub>25.7</sub>	16.016.6 <sub>17.2</sub>
Student status (%)		
Full time	6.36.7 <sub>7.2</sub>	5.86.2 <sub>6.7</sub>
Part time	3.63.9 <sub>4.2</sub>	2.32.5 <sub>2.8</sub>
Not a student	88.989.4 <sub>89.9</sub>	90.891.2 <sub>91.7</sub>
Education (%)		
Partial high school	5.35.6 <sub>6.0</sub>	6.67.0 <sub>7.4</sub>
High school or equivalent	19.920.5 <sub>21.1</sub>	22.923.6 <sub>24.3</sub>
Postsecondary below bachelor's degree	38.138.8 <sub>39.6</sub>	37.438.2 <sub>39.0</sub>
Bachelor's degree or more	34.335.1 <sub>35.9</sub>	30.431.2 <sub>32.0</sub>
Living with a partner or spouse (%)	62.863.5 <sub>64.3</sub>	61.161.8 <sub>62.6</sub>

Living with a child of 5 years old or less (%)	41.0 <sub>41.8</sub> <sup>42.5</sup>	38.1 <sub>38.8</sub> <sup>39.6</sup>
Urban/rural area (%)		
Large/medium population centre (30,000 +)	70.1 <sub>70.8</sub> <sup>71.6</sup>	71.4 <sub>72.1</sub> <sup>72.8</sup>
Small population center (1,000 to 29,999)	11.8 <sub>12.4</sub> <sup>13.0</sup>	11.2 <sub>11.8</sub> <sup>12.3</sup>
Rural area (less than 1,000)	16.2 <sub>16.8</sub> <sup>17.4</sup>	15.6 <sub>16.1</sub> <sup>16.8</sup>
Province (%)		
British Columbia	14.4 <sub>14.7</sub> <sup>15.0</sup>	14.2 <sub>14.5</sub> <sup>14.8</sup>
Prairies (Alberta, Saskatchewan, Manitoba)	16.0 <sub>16.2</sub> <sup>16.5</sup>	16.5 <sub>16.7</sub> <sup>17.0</sup>
Ontario	42.4 <sub>42.8</sub> <sup>43.2</sup>	41.4 <sub>41.8</sub> <sup>42.3</sup>
Quebec	19.5 <sub>19.8</sub> <sup>20.1</sup>	20.4 <sub>20.8</sub> <sup>21.1</sup>
Atlantic (New Brunswick, Nova Scotia, Prince Edward Island, Newfoundland and Labrador)	6.2 <sub>6.3</sub> <sup>6.4</sup>	5.9 <sub>6.0</sub> <sup>6.1</sup>
North (Yukon, Northwest Territories, Nunavut)	0.2 <sub>0.2</sub> <sup>0.2</sup>	0.2 <sub>0.2</sub> <sup>0.2</sup>
Data collection cycle (%)		
2015 & 2016	49.9 <sub>50.4</sub> <sup>50.8</sup>	51.3 <sub>51.8</sub> <sup>52.2</sup>
2019 & 2020	49.2 <sub>49.6</sub> <sup>50.1</sup>	47.8 <sub>48.2</sub> <sup>48.7</sup>

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). SO: sexual orientation.

### 2.4.3 Effect of Multidimensional Measure of Sexual Orientation on Global Mental Health

#### 2.4.3.1 Women's Model

Results of the hierarchical linear regression for women are presented in Table 2.3. Self-identified SO added a statistically significant amount of explained variance beyond the control variables ( $\Delta R^2 = .017, p < .001$ ). Also, the addition of a behavioural SO dimension statistically contributed to the model ( $\Delta R^2 = .004, p < .001$ ), suggesting the importance to use both SO measures to better describe mental health disparities. However, adding the on-/off-script categories did not statistically contribute to the model ( $\Delta R^2 < .001, p = .23$ ). This suggests that the effects of these two dimensions did not go beyond a cumulative (or additive) model, and it casts doubt on the usefulness of the on-/off-script model to better explain, for women, mental health disparities based on SO. Model 3 will thus be considered the final model.

According to model 3 (in Table 2.3), self-identified heterosexual women (the reference category) had, on average, a statistically better global mental health than both self-identified lesbian ( $b = -0.33$ ) and bisexual

women ( $b = -0.54$ ). However, the effect was different in terms of behavioural SO. On average, compared to having only men as partners (the reference category), having only women as partners was associated with a statistically better global mental health ( $b = 0.27$ ), while having no partner was associated with a statistically worse global mental health ( $b = -0.14$ ).

To compare levels of global mental health between specific SO groups, the intercept and the coefficients of the self-identified and behavioural SO effects in model 3 were summed for different categories of SO to compare their predicted global mental health score ( $\hat{y}$ ) by using the regression equation. These predicted scores represent the expected value on the dependant variable for individuals from the reference category on the control variables. It was observed that:

a) For women who did not have partners during the last 12 months, self-identified heterosexual respondents had, on average, a statistically better global mental health ( $\hat{y} = -0.53$ ) than both self-identified lesbian women ( $\hat{y} = -0.86$ ) and self-identified bisexual women ( $\hat{y} = -1.06$ ). The same statistical pattern was also found for women who had men and women as partners during the last 12 months (i.e.,  $\hat{y} = -0.52$  vs  $-0.85$  vs  $-1.05$ ).

**Tableau 2.3 Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Women (n = 42,845, N = 7,527,540)**

Variable	Model 1: Controls	Model 2: Self-identified SO	Model 3: Behavioural SO	Model 4: On-/off-script SO
Intercept	-0.524 <sup>-0.447</sup> <sub>-0.370</sub>	-0.481 <sup>-0.403</sup> <sub>-0.326</sub>	-0.467 <sup>-0.389</sup> <sub>-0.311</sub>	-0.466 <sup>-0.388</sup> <sub>-0.310</sub>
Self-identified SO (ref: heterosexual)				
Lesbian		-0.246 <sup>-0.153</sup> <sub>-0.060</sub>	-0.475 <sup>-0.331</sup> <sub>-0.187</sub>	-0.581 <sup>0.560</sup> <sub>1.702</sub>
Bisexual		-0.619 <sup>-0.534</sup> <sub>-0.449</sub>	-0.624 <sup>-0.536</sup> <sub>-0.448</sub>	-0.890 <sup>0.221</sup> <sub>1.332</sub>
Behavioural SO (ref: other gender only)				
Women only			0.135 <sup>0.269</sup> <sub>0.404</sub>	-1.393 <sup>-0.313</sup> <sub>0.766</sub>
Men and women			-0.266 <sup>-0.125</sup> <sub>0.015</sub>	-1.657 <sup>-0.611</sup> <sub>0.434</sub>

No partnered sexual activities			<i>-0.183</i>	<b>-0.135</b>	<i>-0.088</i>	<i>-1.943</i>	<b>-0.828</b>	<i>0.286</i>	
Interactions (ref: heterosexual on-script, lesbian on-script, bisexual on-script, heterosexual on-script passive variant)									
Heterosexual off-script						<i>-0.539</i>	<b>0.531</b>	<i>1.601</i>	
Lesbian off-script						<i>-1.445</i>	<b>-0.403</b>	<i>0.639</i>	
Lesbian on-script passive variant						<i>-1.431</i>	<b>-0.322</b>	<i>0.787</i>	
Bisexual on-script other gender variant						<i>-1.577</i>	<b>-0.511</b>	<i>0.554</i>	
Bisexual on-script same gender variant						<i>-0.088</i>	<b>-0.286</b>	<i>0.661</i>	
Bisexual on-script passive variant						<i>-0.446</i>	<b>-0.394</b>	<i>0.657</i>	
<i>F</i>		<i>F</i> <sub>(27, 473)</sub>	<b>=56.41</b>	<i>F</i> <sub>(29, 471)</sub>	<b>=58.72</b>	<i>F</i> <sub>(32, 468)</sub>	<b>=56.54</b>	<i>F</i> <sub>(38, 462)</sub>	<b>=47.39</b>
<i>R</i> <sup>2</sup>		<b>.112***</b>		<b>.129***</b>		<b>.133***</b>		<b>.133***</b>	
<i>ΔR</i> <sup>2</sup>				<b>.017***</b>		<b>.004***</b>		<b>&lt; .001</b>	

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. The dependent variable is standardized, but the intercept in model one is not zero because the model includes control variables that are not presented, to improve readability. Control variables coefficients are available in Table 2.7 of supplementary material B. Standardized coefficients and zero-order correlations are available in Table 2.9 of supplementary material B. SO: sexual orientation; ref: reference category; \*\*\*  $p < .001$ .

b) For self-identified bisexual women, having women as partners was associated with a statistically better global mental ( $\hat{y} = -0.66$ ) health than having either men as partners ( $\hat{y} = -0.93$ ), men and women as partners ( $\hat{y} = -1.05$ ) or no partners ( $\hat{y} = -1.06$ ) during the last 12 months.

c) However, when heterosexual women who had men as partners ( $\hat{y} = -0.39$ ) are compared to lesbian women who had women as partners ( $\hat{y} = -0.45$ ), the difference in global mental health is statistically non-significant, while both groups had statistically better global mental health than bisexual women who had either only women ( $\hat{y} = -0.66$ ) or only men ( $\hat{y} = -0.93$ ) as partners.

d) Finally, when off-script heterosexual women who only had women as partners ( $\hat{y} = -0.12$ ) are compared to on-script heterosexual women who only had men as partners ( $\hat{y} = -0.39$ ), they fared better in global mental health than their on-script counterparts, which goes against the on-/off-script predictions. And when off-script lesbian women who only had men as partners ( $\hat{y} = -0.72$ ) are compared to on-script lesbian women who only had women as partners ( $\hat{y} = -0.45$ ), the difference goes according to the on-/off-script predictions.

#### 2.4.3.2 Men’s Model

Results of the hierarchical linear regression for men are presented in Table 2.4. Self-identified SO added a statistically significant amount of explained variance beyond the control variables ( $\Delta R^2 = .006, p < .001$ ). Also, the addition of a behavioural SO dimension statistically contributed to the model ( $\Delta R^2 = .007, p < .001$ ), suggesting the importance to use both identity and behavioural SO measures to better describe mental health disparities. Adding the on-/off-script categories statistically contributed to the model ( $\Delta R^2 = .001, p = .03$ ), but less than the two previous effects. However, none of the specific coefficients of the on-/off-script categories were statistically significant, not even the two main off-script categories (i.e., off-script heterosexual men and off-script gay men). Thus, even though the global effect of these two dimensions of SO did go slightly beyond a cumulative (or additive) model, the specific on-/off-script effects (i.e., their coefficients in model 4) did not provide a statistically better explanation of the mental health disparities based on SO than an additive model of the effects of these two dimensions of SO (i.e., model 3). Consequently, model 3 will also be used as the final model.

**Tableau 2.4 Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Men (n = 38,140, N = 7,688,972)**

Variable			Model 1:	Model 2:	Model 3:	Model 4:
			Controls	Self-identified SO	Behavioural SO	On-/off-script SO
Intercept			-0.426-0.354-0.281	-0.415-0.343-0.270	-0.390-0.317-0.244	-0.388-0.315-0.242
Self-identified	SO	(ref: heterosexual)				
		Gay		-0.224-0.140-0.056	-0.480-0.317-0.153	-1.1580.572 <sub>2.303</sub>
		Bisexual		-0.550-0.402-0.255	-0.539-0.397-0.255	-0.8880.753 <sub>2.395</sub>

Behavioural SO (ref: other gender only)

Men only	0.054	<i>0.207</i>	0.250	-2.374	<i>-0.740</i>	0.893
Men and women	-0.401	<i>-0.075</i>	0.250	-2.384	<i>-0.777</i>	0.829
No partnered sexual activities	-0.277	<i>-0.217</i>	-0.156	-2.860	<i>-1.173</i>	0.513

Interactions (ref: heterosexual on-script, gay on-script, bisexual on-script, heterosexual on-script passive variant)

Heterosexual off-script				-0.902	<i>0.708</i>	2.319
Gay off-script				-2.468	<i>-0.866</i>	0.735
Gay on-script passive variant				-2.664	<i>-1.019</i>	0.626
Bisexual on-script other gender variant				-2.618	<i>-0.912</i>	0.793
Bisexual on-script same gender variant				-0.147	<i>0.404</i>	0.957
Bisexual on-script passive variant				-2.286	<i>-0.545</i>	1.194

<i>F</i>	<i>F</i> <sub>(27, 471)</sub> =50.47	<i>F</i> <sub>(29, 469)</sub> =49.56	<i>F</i> <sub>(32, 466)</sub> =47.78	<i>F</i> <sub>(38, 459)</sub> =40.70
<i>R</i> <sup>2</sup>	.116***	.122***	.130***	.131***
$\Delta R^2$		.006***	.008***	.001*

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. The dependent variable is standardized, but the intercept in model one is not zero because the model includes control variables that are not presented, to improve readability. Control variables coefficients are available in Table 2.8 of supplementary material B. Standardized coefficients and zero-order correlations are available in Table 2.10 of supplementary material B. SO: sexual orientation; ref: reference category; \*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .001$ .

According to model 3 (in Table 2.4), self-identified heterosexual men (the reference category) had, on average, a statistically better global mental health than both self-identified gay ( $b = -0.32$ ) and bisexual men ( $b = -0.40$ ). However, the effect was different in terms of behavioural SO. On average, compared to having only women as partners (the reference category), having only men as partners was associated with

a statistically better global mental health ( $b = 0.21$ ), while having no partner was associated with a statistically worse global mental health ( $b = -0.22$ ).

As with women, the coefficients of the self-identified and behavioural SO effects in model 3 and the intercept were summed for different categories of SO to compare their predicted global mental health score ( $\hat{y}$ ). It was observed that:

a) For men who did not have partners during the last 12 months, self-identified heterosexual respondents had, on average, a statistically better global mental health ( $\hat{y} = -0.54$ ) than both self-identified gay men ( $\hat{y} = -0.85$ ) and self-identified bisexual men ( $\hat{y} = -0.93$ ). The same statistical pattern was also found for men who had men and women as partners during the last 12 months (i.e.,  $\hat{y} = -0.40$  vs  $-0.71$  vs  $-0.79$ ).

b) For self-identified bisexual men, having men as a partner was associated with a statistically better global mental health ( $\hat{y} = -0.51$ ) than having either women as partners ( $\hat{y} = -0.72$ ), men and women as partners ( $\hat{y} = -0.79$ ) or no partners ( $\hat{y} = -0.93$ ) during the last 12 months.

c) However, when heterosexual men who only had women as partners ( $\hat{y} = -0.32$ ) are compared to gay men who only had men as partners ( $\hat{y} = -0.43$ ), the difference in global mental health was statistically non-significant, while both groups had statistically better global mental health than bisexual men who had either only women ( $\hat{y} = -0.72$ ) or only men ( $\hat{y} = -0.51$ ) as partners.

d) Finally, when off-script heterosexual men who only had men as partners ( $\hat{y} = -0.11$ ) are compared to on-script heterosexual men who only had women as partners ( $\hat{y} = -0.32$ ), they fared better in global mental health than their on-script counterparts, which goes against the on-/off-script predictions. And when off-script gay men who only had women as partners ( $\hat{y} = -0.64$ ) are compared to on-script gay men who only had men as partners ( $\hat{y} = -0.43$ ), the difference goes according to the on-/off-script predictions.

#### 2.4.3.3 Final Models' Quality

Multicollinearity was assessed in the final models. For men and women, almost all the variables concerning SO had variance inflation factors (VIF) beyond 10, which produced an average VIF (for all variables) of 47.12 for women and at 54.28 for men. This was to be expected since the two dimensions of SO measured the same general construct (i.e., SO). These high VIF mainly mean that the specific coefficients of the SO

variables need to be interpreted with caution, as they are potentially less precise due to the collinearity between them.

Examination of residuals revealed an acceptable goodness of fit, for women and men. Indeed, for women, only 3.14% of residuals exceeded two standard deviations while 1.94% of the residuals exceeded 3 standard deviations. For men, only 3.09% of residuals exceeded two standard deviations while 1.97% of residuals exceeded 3 standard deviations.

## 2.5 Discussion

In this study we examined the effect of multidimensional SO on mental health in a Canadian population-based sample. We found that measuring a second SO dimension provided a more accurate estimate of global mental health differences by SO, for men and women. We also found that using the on-/off-script model did not improve the results. Although the block of on-/off-script variables was statistically significant for men, none of the individual coefficients of these variables were, which lead us to shift away from the on-/off-script interpretation of the data.

When we consider the effects of the two dimensions of sexual orientation as additive (i.e., as in model 3 of Tables 2.3 and 2.4), we find that identifying as heterosexual was associated to a better mental health than identifying as either bisexual or gay/lesbian, and that, behaviourally, exclusively having other-gender partners was associated to a better mental health than having no partners (during the last 12 months) but to a worse health than exclusively having same-gender partners. In addition, global mental health was similar for on-script heterosexual people and on-script gay/lesbian people. Interestingly, we also discovered that because of the strong positive effect of having same-gender partners, heterosexual respondents who exclusively had same-gender partners were in better global mental health than on-script heterosexual people, which contradicts the on-/off-script hypotheses. These patterns applied to men and women.

### 2.5.1 Multidimensional Measure of Sexual Orientation

The results of this study add empirical support to the existing literature stating that it is important to measure multiple SO dimensions when investigating mental health disparities according to SO. For example, in a study by Lindley *et al.* (2012), it was found that the mental health indicators for which minority SO populations were more at risk (e.g., depressive symptoms, binge drinking) were not the same

depending on the SO dimension measured (self-identification, behaviour or attraction). It is all the more important to consider SO in all its dimensions, as a one-dimensional conception contributes to invisibilizing the reality and experience of populations already marginalized, including those with an off-script SO (van Anders, 2015). However, this is not a practice adopted in many population-based surveys (Wolff *et al.*, 2017).

Interestingly, our results suggest that while it is important to measure both self-identified SO and behavioural SO, the interactions between these SO dimensions (conceptualized with the on-/off-script model) are not a major contributor to mental health disparities across SO. Whether or not past 12-month behavioural SO coincides with self-identified SO thus seems of limited importance beyond the independent effect of each of these SO dimensions on mental health. This finding replicates the results of Debien *et al.* (2020) and Lefevor *et al.* (2022). This suggests that having an off-script behavioural SO might not bring a high level of cognitive dissonance, and thus might not negatively affect one's mental health. In line with this hypothesis, Hoy & London (2018) identified several accounts of individuals making sense of their behavioural SO without it perfectly matching their self-identified SO, and doing so confidently and with a sense of coherence. It is also possible that a 12-month period is too short to represent one's current behavioural SO.

### 2.5.2 Gender Differences

The general patterns of mental health differences between the SO subgroups were similar between men and women. However, as hypothesized, the effects of the SO dimensions were not equally important for men and women. Indeed, it seems that in women, whether SO was on- or off-script had slightly less impact on mental health than in men. Diamond *et al.* (2020) argue that branched (or divergent) SO dimensions within an individual can be conceptualized as a form of SO fluidity, and SO fluidity is more socially accepted and expected in women than in men (Diamond, 2016 ; Fahs, 2009). This fluidity could reduce the burden of social stigma/discrimination for off-script women and explain the slightly reduced effect of on-/off-script SO on global mental health for them.

Keep in mind, however, that the effect size of reporting an on- or off-script SO on global mental health remained very small in men and did not change the interpretation of the results (when compared to the additive effect of the two SO dimensions). As suggested by Garbarski (2021), an off-script SO could have little effect on mental health because for some people, having an off-script SO is not associated with shame

and hiding sexual behaviours, but rather with agentively exploring different sexual behaviours without necessarily adopting the associated label.

### 2.5.3 Differential Effect of Self-Identified and Behavioral Sexual Orientation on Global Mental Health

In line with pre-existing literature (Feinstein & Dyar, 2017 ; Ross *et al.*, 2018 ; San Francisco Human Rights Commission LGBT Advisory Committee, 2011), we found that people who self-identified as bisexual were in poorer mental health than other self-identified SO. Interestingly, however, the strong and positive overarching effect of having had exclusively same-gender partners in the past year statistically attenuated the deleterious effect of a self-identified bisexual SO. This positive overarching effect can also be seen in the fact that heterosexual respondents who exclusively had same-gender partners were in better global mental health than on-script heterosexual people. This contradicts what has been observed in most studies previously conducted on the impact of on-/off-script SO on mental health (Garbarski, 2021 ; Gattis *et al.*, 2012 ; Krueger & Upchurch, 2019 ; Sweetman, 2019), i.e., that the group with the best mental health are the on-script heterosexual respondents. This divergent result could be due to the number of SO groups made possible by the finesse of the measurement of our SO variables, allowing us to single out and specifically examine the mental health of heterosexual, gay, lesbian and bisexual people who have had exclusively same-gender partners in the past year. As for why having had same-gender partners in the past year was so protective for mental health, it could be that having same-gender partners is often associated with access to a LGB community or social network, thus fostering a sense of belonging and a support network that promotes psychological well-being (Hsieh, 2014).

Finally, not having had partnered sex in the past year was generally associated with poorer mental health, regardless of self-identified SO. This association could be explained by the fact that the lack of a sexual partner can also be considered as an indirect proxy variable of a lack of relational partner, which could explain the correlation with poorer mental health. Alternatively, since the direction of the statistical relationship cannot be inferred given the cross-sectional nature of our data, one could also argue that the overarching nature of this effect is consistent with the idea that, in general, people with mental health difficulties are more likely to be sexually inactive in the past year (Bahnsen *et al.*, 2022).

### 2.5.4 Implications for Practice

The results of this study point to the importance of expanding the SO conceptualization of mental health practitioners, including psychologists, social workers, sexologists, psychoeducators and physicians, in

order to foster a multidimensional understanding of this important aspect of service users' sexuality and identity. It is especially important to raise awareness and validate the existence of branchedness of SO dimensions, to normalize the diversity of less frequent SO configurations and reduce the isolation and the feelings of inadequacy they may cause. In addition, it seems important to explore how different SO dimensions coexist within an individual, to encourage the expression of psychoaffective experiences associated with these less-represented SO configurations and to promote mental health in these populations.

In terms of public health policy, the results of this study suggest that, in order to promote their mental health, it is important to consider several SO dimensions to better target populations that are vulnerable to the social stigma and discrimination generated by their minority SO.

#### 2.5.5 Strengths and Limitations

The present study is the first to describe global mental health disparities based on two SO dimensions in a representative sample of the Canadian population. This very large sample also allowed a portrait to be drawn over several years.

However, the fact that the data was collected from a large number of respondents limited the precision of certain variables of interest. For example, questions concerning SO were not asked at all ages. This changed in subsequent waves of CCHS, but for the waves to which we had access, only respondents aged 18 to 64 were asked about their SO. This limits the possible generalisation of results for Canadians over 64 years old. For example, the proportion of people without sexual partner during the last year could increase with old age.

Also, as mentioned above, the very small number of participants per sub-group for people identifying themselves as anything other than "heterosexual", "gay/lesbian" or "bisexual" (e.g., asexual, queer or any other label), as well as those who identified outside the gender binary, required us to exclude them from the analyses for statistical reasons and for confidentiality rules imposed by Statistics Canada for the release of small-n data. In addition, traditional SO labels tend to be rooted in a binary conception of gender (e.g., bisexuality) and can be considered problematic as self-descriptors by non-binary people. The results can thus not be confidently extrapolated to these populations. It can also be wondered if the on-off-script

model could be meaningfully applied to non-binary people, whose own gender identity does not even align with social expectations.

The fact that behavioural SO was only measured over a 12-month period also limited our ability to identify bisexual people with an off-script behaviour. Indeed, the sexual behaviour of someone who exclusively had sex with men throughout their life could easily be considered off-script behaviour for people who identify as bisexual. However, since sex and relationships generally happen between two people, bisexual people are not socially expected have both men and women as sex partners every year of their adult life. We were thus unable to identify a sexual behaviour (over 12 months) that could be clearly considered off-script for bisexual people.

Finally, the attraction dimension of SO was not measured in the CCHS. Consequently, we had to define an off-script SO strictly as an off-script sexual behaviour, without considering the possibility of an off-script sexual attraction. The measurement of attraction SO is of particular importance for bisexual SO categories, as off-script SO makes more sense if we consider attraction for this self-identification (vs. behaviourally, requiring to report the gender of sexual partners in the last 12 months). On another note, the impact of off-script SO on global mental health could potentially be greater in the case of off-script sexual attraction than off-script sexual behaviour. Indeed, if the impact of being off-script on global mental health stem from unresolved cognitive dissonance (Lourie & Needham, 2017), this cognitive dissonance could be more difficult to resolve when self-identified SO does not match sexual attractions (both being cognitions), compared to when it does not match the gender of sexual partners.

#### 2.5.6 Future Research

An important question that arises from our results is: which processes explain the effect of both self-identified and behavioural SO on global mental health? Some studies have identified perceived stress (Krueger *et al.*, 2018) and social support (Hsieh, 2014 ; Krueger & Upchurch, 2022) as potential explanatory variables. Indeed, ambiguous belonging to pre-established sexual minority groups can both cause stress and lower social support, which both have the potential to affect mental health (Hsieh, 2014 ; Krueger *et al.*, 2018 ; Krueger & Upchurch, 2022). However, previous studies either only used one SO dimension or only compared a limited number of SO groups, i.e., limited combinations between SO dimensions (on-script heterosexual, off-script heterosexual, gay/lesbian, bisexual for Hsieh [2014] and Krueger & Upchurch [2022]; on-script heterosexual, off-script heterosexual, LGB, mostly heterosexual for Krueger *et al.* [2018]).

In addition, directly measuring SO disclosure (being out or not) could help clarify whether being off-script in research questionnaires is equivalent to concealing one's SO in real life. This could explain part of the effect of multidimensional SO on global mental health. Indeed, publicly disclosing a marginalized SO could improve mental health by supporting the integration of the sexual identity within one's social identity, but it could also negatively affect mental health by increasing the risk of being discriminated against and thus of experiencing distress and stress (Bybee *et al.*, 2009). It would thus be of interest to explore the level to which stress, social support and SO disclosure mediate the relation between multidimensional SO and global mental health.

Considering the limitations of the present study, it would be relevant to replicate our results with attraction as an added third SO dimension, to include older respondents, and to oversample some emerging self-identified SO and gender identities to enable the study of their mental health disparities.

Finally, alternative theoretical frameworks used to explain the complexity of sexual orientation, such as the Sexual Configurations Theory (van Anders, 2015) could also be used to continue to explore how the different aspects of SO interact as determinants of health. However, using such frameworks would require having access to other measures of SO besides self-identification and sexual behaviour, which were not available in the CCSH.

## 2.5.7 Conclusion

In this study, the measurement of more than one SO dimension brought to light the fact that it is important to measure more than one dimension of SO when looking at its effect on mental health; that the effect of self-identified and behavioral SO on global mental health can be considered additive; and that having had exclusively same-gender sexual partners in the past year is highly protective for mental health, even beyond being on-script for heterosexual people, potentially reflecting greater access to supportive social networks within sexual minority communities. Many questions remain as to why, yet these results cast a new light on the determinants of mental health in sexually diverse populations.

## 2.6 Supplementary Material A: Factor Analysis

### 2.6.1 Method

An iterative exploratory factor analysis approach was used to confirm that it was adequate to sum the mental health indicators available in the CCHS, cycles 2015/2016 and 2019/2020. This allowed the

development of a comprehensive global mental health index. The sample under study was the same as described earlier in this article.

#### 2.6.1.1 Measures

##### 2.6.1.1.1 Mental Health Diagnoses.

The presence of a mood disorder or anxiety disorder diagnosis was assessed using one item each: “Do you have a mood disorder such as depression, bipolar disorder, mania or dysthymia?” and “Do you have an anxiety disorder such as a phobia, obsessive-compulsive disorder or a panic disorder?”

##### 2.6.1.1.2 Depressive Symptoms.

The presence of depressive symptoms was assessed using the Patient Health Questionnaire (PHQ-9). This variable consists of the sum of the 10 items of the questionnaire (four options per item, scored from 0 for “not at all” to 3 for “nearly every day”). Here is an example of an item: “Over the last two weeks, how often have you had little interest or pleasure in doing things?” Properties of PHQ-9 have been studied by Kroenke *et al.* (2001). This scale has excellent internal consistency (0.86-0.89) and excellent test-retest reliability (0.84). It is negatively correlated with daily functioning (assessed with Short Form General Health Survey) and positively correlated with difficulties related to depressive symptoms, number of reported sick days and use of health services. A score of 10 and above on this scale has 88% sensitivity and specificity for major depression (assessed in a structured interview with a mental health professional). It is therefore a valid measure of major depression and its severity.

##### 2.6.1.1.3 Suicide Risk.

This variable indicates the presence of 0, 1, 2 or 3 indicators of suicidal risk in the past 12 months among the following: suicidal thoughts, a plan to commit suicide, attempted suicide.

##### 2.6.1.1.4 Perceived Mental Health.

Self-reported mental health was measured using a single item, "In general, would you say your mental health is...?", and the options were "poor", "fair", "good", "very good", or "excellent", score 0 to 4.

#### 2.6.1.1.5 General Mood.

Affect was measured using a single item, "Would you describe yourself as usually...?", and the options were "so unhappy, that life is not worthwhile", "unhappy with little interest in life", "somewhat unhappy", "somewhat happy", or "happy and interested in life", score 0 to 4.

#### 2.6.1.1.6 Satisfaction with life.

This construct was measured using a single item, formulated as follows: "Using a scale of 0 to 10, where 0 means 'Very dissatisfied' and 10 means 'Very satisfied', how do you feel about your life as a whole right now?"

#### 2.6.1.1.7 Sense of Belonging to Community.

This variable was measured using a single item, "How would you describe your sense of belonging to your local community? Would you say it is...?", and the options were "very weak", "somewhat weak", "somewhat strong", or "very strong", scored 0 to 3.

The detailed questionnaire used during CCHS data collection is available on the Statistics Canada website (Statistics Canada, s. d.).

#### 2.6.1.2 Analyses

The exploratory factor analyses were based on a principal axis factoring extraction and an Oblimin rotation. Only variables with a pattern matrix loading of at least .30 on a factor and a communality of at least .20 were retained. Variables with a complex structure (i.e., pattern matrix loadings of at least .30 on two or more factors) were eliminated. The optimal number of factors was assessed using a Monte Carlo principal component analysis for parallel analysis (Watkins, 2000), a scree test and the Kaiser criterion. The final solution was also chosen according to the interpretability of the factors and their theoretical relevance. The final scales were obtained by the summation of standardized items associated with each factor.

#### 2.6.2 Results

A review of available mental health indicators revealed a significant amount of missing data for two variables, as they were not collected in all provinces at all waves. These were depressive symptoms (53.0% missing data) and general mood (30.7% missing data). The number of missing data for depressive

symptoms was considered too high to use multiple imputation techniques, which led us not to use it. In addition, this variable was moderately correlated with several others (mood disorder diagnosis, perceived mental health, general mood, life satisfaction and suicide risk, correlations not shown), suggesting that what it measure was (at least partially) covered by the other variables included in the factor analysis. In contrast, the general mood variable was imputed using scores for mental health diagnoses, suicide risk, perceived mental health, and life satisfaction, with coefficients derived from a linear regression predicting general mood from these variables ( $R^2 = .35$ ).

A first round of factor analyzes revealed a KMO of .84 (very good) and a matrix determinant of .048 (large enough,  $\geq .00001$ ). The communality of each item was sufficient ( $> .2$ , varies from .5 to .8) except for the variable “sense of belonging to community”, which was at .1. According to the Kaiser criterion, only one factor should be retained since the eigenvalue of the 2nd factor is 0.43 ( $\leq 1$ ). According to the scree plot (not shown), one or two factors should be retained (the elbow is at the 2nd factor). According to the parallel analyses (n = 2500, 7 variables, 500 replications), a single factor should be retained (eigenvalue of factor 1 = 3.20  $\geq 1.07$ ; eigenvalue of factor 2 = 0.43  $< 1.04$ ). The indices seemed to converge on a single factor. According to the parallel analyses (n = 2500, 7 variables, 500 replications), a single factor should be retained (eigenvalue of factor 1 = 3.20  $\geq 1.07$ ; eigenvalue of factor 2 = 0.43  $< 1.03$ ). Taken together, these indicators suggest retaining only one factor.

The variable “sense of belonging to community” was removed and a second round of factor analyses was performed. The KMO was still .84 (very good) and the matrix determinant was still .054 (large enough,  $\geq .00001$ ). The communality of each item was sufficient ( $> .2$ , varied from .4 to .8). Eigenvalues for each number of factors are presented in Table 2.5. According to the Kaiser criterion, only one factor should be retained since the eigenvalue of the 2nd factor was 0.39 ( $\leq 1$ ). According to the scree plot (not shown), one or two factors should be retained (the elbow was at the 2nd factor). According to the parallel analyses (n = 2500, 6 variables, 500 replications), a single factor should be retained (eigenvalue of factor 1 = 3.11  $\geq 1.07$ ; eigenvalue of factor 2 = 0.39  $< 1.03$ ). These indicators still suggest retaining only one factor.

**Tableau 2.5 Eigenvalues for the Unrotated Factors (n = 80,985)**

Factor number	1	2	3	4	5	6
Eigenvalue	3.11	0.39	-0.01	-0.09	-0.13	-0.17

We proceed to the extraction of one factor then to an Oblimin rotation. Each item has an sufficient loading on the factor ( $> .5$ , results shown in Table 2.6). The |residual correlations| mean was .06 (below the .07 threshold) and 40% of the correlations were  $> |.05|$  (which does not exceed the 50% threshold). The quality of the one-factor model was therefore considered acceptable. A global mental health index was computed by summing the standardized value of the 6 variables retained. This index has a good Cronbach's alpha (.77).

**Tableau 2.6 Descriptive Statistics and Loadings (n = 80,985, N = 15,216,512)**

Variable	Descriptive statistics	Loadings on first factor
Mood disorder diagnosis (%)	8.69 <sub>0.9,5</sub>	0.84*
Anxiety disorder diagnosis (%)	8.93 <sub>0.9,8</sub>	0.73*
Suicide Risk (mean)	0.035 <sub>0.039,0.043</sub>	0.71*
Perceived mental health (mean)	2.900 <sub>2.916,2.931</sub>	0.81
General mood (mean)	3.716 <sub>3.24,3.732</sub>	0.59
Satisfaction with life (mean)	8.086 <sub>8.109,8.132</sub>	0.58

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). \*: The response to these variables was reversed in factorial analysis to avoid negative loadings.

### 2.6.3 Conclusion

Exploratory factor analyses suggest a single underlying factor, global mental health, emerges from the following variables: mood disorder diagnosis, anxiety disorder diagnosis, suicide risk, perceived mental health, general mood and satisfaction with life. These six variables were standardized and summed to create the global mental health index.

2.7 Supplementary Material B: Hierarchical Linear Regressions

**Tableau 2.7 Control Variables Coefficients in Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health, Women (n = 42,845, N = 7,527,540)**

Variable	Model 1: Controls	Model 2: Self-identified SO	Model 3: Behavioural SO	Model 4: On-/off-script SO
Intercept	-0.524- <b>0.447</b> -0.370	-0.481- <b>0.403</b> -0.326	-0.467- <b>0.389</b> -0.311	-0.466- <b>0.388</b> -0.310
Gender trajectory (ref: cisgender)				
Trans	-1.788- <b>0.859</b> 0.069	-1.630- <b>0.620</b> 0.390	-1.631- <b>0.668</b> 0.294	-1.663- <b>0.747</b> 0.168
Unknown (2015 & 2016 cycles)	0.094 <b>0.114</b> 0.134	0.090 <b>0.110</b> 0.130	0.071 <b>0.092</b> 0.113	0.070 <b>0.091</b> 0.111
Age centered on mean (40)	0.000001 <b>0.001</b> 0.002	-0.0008 <b>0.003</b> 0.001	-0.00007 <b>0.001</b> 0.002	-0.0001 <b>0.001</b> 0.002
Squared age centered on mean	0.0002 <b>0.0003</b> 0.0004	0.0002 <b>0.0003</b> 0.0004	0.0002 <b>0.0003</b> 0.0004	0.0002 <b>0.0003</b> 0.0004
Ethnoracial affiliation (ref: Exclusively White)				
First Peoples	-0.232- <b>0.173</b> -0.115	-0.217- <b>0.161</b> -0.105	-0.218- <b>0.162</b> -0.106	-0.217- <b>0.161</b> -0.105
Other	0.069 <b>0.105</b> 0.140	0.060 <b>0.095</b> 0.129	0.061 <b>0.096</b> 0.131	0.061 <b>0.096</b> 0.130
Not born in Canada	0.061 <b>0.093</b> 0.125	0.058 <b>0.090</b> 0.122	0.059 <b>0.091</b> 0.123	0.059 <b>0.091</b> 0.122
Student status (ref: not a student)				
Full time	0.011 <b>0.074</b> 0.137	-0.002 <b>0.059</b> 0.121	-0.005 <b>0.056</b> 0.117	-0.005 <b>0.056</b> 0.117
Part time	-0.107- <b>0.045</b> 0.016	-0.095- <b>0.038</b> 0.019	-0.094- <b>0.037</b> 0.018	-0.093- <b>0.037</b> 0.019
Employment centered on mean (2: full time)	0.058 <b>0.073</b> 0.088	0.056 <b>0.071</b> 0.085	0.055 <b>0.070</b> 0.084	0.055 <b>0.070</b> 0.084
Education centered on mean (2: postsecondary below bachelor's degree)	0.036 <b>0.050</b> 0.064	0.035 <b>0.049</b> 0.063	0.035 <b>0.049</b> 0.063	0.035 <b>0.049</b> 0.063
Individual income	0.008 <b>0.012</b> 0.016	0.007 <b>0.012</b> 0.016	0.007 <b>0.012</b> 0.016	0.007 <b>0.012</b> 0.016
Household income	0.016 <b>0.020</b> 0.024	0.015 <b>0.019</b> 0.023	0.015 <b>0.019</b> 0.023	0.015 <b>0.019</b> 0.023

Marital status (ref: married)				
Common-law	-0.141-0.110-0.078	-0.132-0.100-0.068	-0.129-0.097-0.066	-0.128-0.097-0.066
Widowed	-0.165-0.072-0.021	-0.169-0.076-0.016	-0.115-0.022-0.070	-0.113-0.019-0.073
Separated	-0.222-0.149-0.076	-0.216-0.143-0.070	-0.195-0.122-0.050	-0.194-0.122-0.049
Divorced	-0.258-0.185-0.113	-0.257-0.185-0.114	-0.228-0.155-0.083	-0.226-0.153-0.080
Single & never married	-0.251-0.197-0.144	-0.245-0.192-0.139	-0.222-0.170-0.117	-0.223-0.170-0.118
Living with a partner or spouse	0.0080.055-0.102	-0.0010.045-0.091	-0.0040.042-0.088	-0.0030.042-0.089
Living with a child of 5 years old or less	0.0670.093-0.119	0.0570.083-0.109	0.0620.088-0.114	0.0620.088-0.113
Province (ref: Ontario)				
British Columbia	-0.045-0.012-0.020	-0.041-0.008-0.024	-0.039-0.006-0.026	-0.038-0.005-0.026
Prairies	-0.0240.001-0.027	-0.027-0.001-0.024	-0.025-0.0002-0.025	-0.025-0.0002-0.025
Quebec	0.0900.120-0.150	0.0840.113-0.142	0.0830.112-0.141	0.0830.112-0.141
Atlantic	-0.059-0.023-0.013	-0.055-0.019-0.015	-0.056-0.020-0.014	-0.056-0.020-0.014
North	0.0320.096-0.160	0.0230.087-0.150	0.0240.087-0.149	0.0240.086-0.149
Urban/rural area (ref: large/medium population centre 30,000 +)				
Small population center (1,000 to 29,999)	0.0520.078-0.104	0.0460.071-0.096	0.0450.070-0.095	0.0450.070-0.095
Rural area (less than 1,000)	0.0240.050-0.076	0.0220.048-0.074	0.0230.049-0.075	0.0230.049-0.075

Note. 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. ref: reference category.

**Tableau 2.8 Control Variables Coefficients in Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health, Men (n = 38,140, N = 7,688,972)**

Variable	Model 1: Controls	Model 2: Self-identified SO	Model 3: Behavioural SO	Model 4: On-/off-script SO
Intercept	-0.426-0.354-0.281	-0.415-0.343-0.270	-0.390-0.317-0.244	-0.388-0.315-0.242

Gender trajectory (ref: cisgender)				
Trans	-1.677-0.531 <sub>0.614</sub>	-1.318-0.210 <sub>0.896</sub>	-1.406-0.348 <sub>0.709</sub>	-1.466-0.440 <sub>0.585</sub>
Unknown (2015 & 2016 cycles)	0.0820.101 <sub>0.120</sub>	0.0820.101 <sub>0.120</sub>	0.0580.077 <sub>0.097</sub>	0.0580.078 <sub>0.097</sub>
Age centered on mean (40)	-0.004-0.003 <sub>-0.002</sub>	-0.003-0.003 <sub>-0.002</sub>	-0.003-0.002 <sub>-0.001</sub>	-0.003-0.002 <sub>-0.001</sub>
Squared age centered on mean	0.00040.0005 <sub>0.0006</sub>	0.00040.0005 <sub>0.0005</sub>	0.00040.0005 <sub>0.0005</sub>	0.00040.0005 <sub>0.0005</sub>
Ethnoracial affiliation (ref: Exclusively White)				
First Peoples	-0.104-0.053 <sub>-0.002</sub>	-0.103-0.052 <sub>-0.008</sub>	-0.105-0.055 <sub>-0.005</sub>	-0.104-0.054 <sub>-0.004</sub>
Other	0.0440.076 <sub>0.109</sub>	0.0410.073 <sub>0.104</sub>	0.0400.072 <sub>0.103</sub>	0.0390.071 <sub>0.102</sub>
Not born in Canada	0.0600.090 <sub>0.120</sub>	0.0610.091 <sub>0.121</sub>	0.0600.090 <sub>0.119</sub>	0.0610.090 <sub>0.120</sub>
Student status (ref: not a student)				
Full time	0.1080.166 <sub>0.224</sub>	0.1050.163 <sub>0.220</sub>	0.0970.154 <sub>0.211</sub>	0.0990.156 <sub>0.213</sub>
Part time	-0.0560.005 <sub>0.068</sub>	-0.0560.006 <sub>0.069</sub>	-0.0560.006 <sub>0.070</sub>	-0.0580.005 <sub>0.068</sub>
Employment centered on mean (2: full time)	0.1030.121 <sub>0.139</sub>	0.1020.120 <sub>0.138</sub>	0.0990.117 <sub>0.134</sub>	0.0990.116 <sub>0.134</sub>
Education centered on mean (2: postsecondary below bachelor's degree)	0.0110.023 <sub>0.035</sub>	0.0130.025 <sub>0.037</sub>	0.0120.023 <sub>0.035</sub>	0.0120.024 <sub>0.035</sub>
Individual income	0.0170.021 <sub>0.025</sub>	0.0160.020 <sub>0.024</sub>	0.0150.019 <sub>0.024</sub>	0.0150.019 <sub>0.023</sub>
Household income	0.0060.011 <sub>0.015</sub>	0.0070.011 <sub>0.015</sub>	0.0060.010 <sub>0.015</sub>	0.0060.011 <sub>0.015</sub>
Marital status (ref: married)				
Common-law	-0.066-0.039 <sub>-0.012</sub>	-0.060-0.033 <sub>-0.006</sub>	-0.057-0.030 <sub>-0.003</sub>	-0.057-0.031 <sub>-0.004</sub>
Widowed	-0.192-0.077 <sub>0.037</sub>	-0.178-0.064 <sub>0.049</sub>	-0.131-0.019 <sub>0.092</sub>	-0.134-0.022 <sub>0.090</sub>
Separated	-0.288-0.213 <sub>-0.138</sub>	-0.287-0.212 <sub>-0.136</sub>	-0.262-0.187 <sub>-0.112</sub>	-0.263-0.187 <sub>-0.112</sub>
Divorced	-0.249-0.176 <sub>-0.104</sub>	-0.245-0.172 <sub>-0.100</sub>	-0.216-0.144 <sub>-0.071</sub>	-0.216-0.144 <sub>-0.072</sub>
Single & never married	-0.214-0.161 <sub>-0.108</sub>	-0.202-0.148 <sub>-0.094</sub>	-0.171-0.117 <sub>-0.063</sub>	-0.172-0.118 <sub>-0.064</sub>
Living with a partner or spouse	-0.0310.016 <sub>0.064</sub>	-0.0320.015 <sub>0.063</sub>	-0.0340.013 <sub>0.061</sub>	-0.0340.013 <sub>0.061</sub>

Living with a child of 5 years old or less	0.023	<b>0.046</b> <sub>0.070</sub>	0.020	<b>0.044</b> <sub>0.067</sub>	0.025	<b>0.048</b> <sub>0.071</sub>	0.026	<b>0.049</b> <sub>0.072</sub>
Province (ref: Ontario)								
British Columbia	-0.045	<b>-0.017</b> <sub>0.011</sub>	-0.045	<b>-0.016</b> <sub>0.011</sub>	-0.043	<b>-0.015</b> <sub>0.012</sub>	-0.044	<b>-0.016</b> <sub>0.012</sub>
Prairies	-0.021	<b>0.003</b> <sub>0.027</sub>	-0.020	<b>0.003</b> <sub>0.027</sub>	-0.020	<b>0.003</b> <sub>0.027</sub>	-0.021	<b>0.002</b> <sub>0.026</sub>
Quebec	0.082	<b>0.108</b> <sub>0.134</sub>	0.081	<b>0.107</b> <sub>0.133</sub>	0.078	<b>0.104</b> <sub>0.129</sub>	0.077	<b>0.103</b> <sub>0.128</sub>
Atlantic	-0.016	<b>0.017</b> <sub>0.050</sub>	-0.016	<b>0.017</b> <sub>0.051</sub>	-0.016	<b>0.016</b> <sub>0.049</sub>	-0.017	<b>0.015</b> <sub>0.048</sub>
North	-0.132	<b>-0.063</b> <sub>0.004</sub>	-0.129	<b>-0.062</b> <sub>0.004</sub>	-0.129	<b>-0.063</b> <sub>0.003</sub>	-0.129	<b>-0.063</b> <sub>0.002</sub>
Urban/rural area (ref: large/medium population centre 30,000 +)								
Small population center (1,000 to 29,999)	0.055	<b>0.077</b> <sub>0.099</sub>	0.051	<b>0.073</b> <sub>0.095</sub>	0.049	<b>0.071</b> <sub>0.093</sub>	0.049	<b>0.071</b> <sub>0.093</sub>
Rural area (less than 1,000)	0.016	<b>0.041</b> <sub>0.066</sub>	0.013	<b>0.038</b> <sub>0.063</sub>	0.011	<b>0.036</b> <sub>0.061</sub>	0.011	<b>0.036</b> <sub>0.061</sub>

Note. 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. ref: reference category.

**Tableau 2.9 Zero-Order Correlations and Standardized Coefficients of the Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Women (n = 42,845, N = 7,527,540)**

Variable	Zero-order correlation	Model 1: Controls	Model 2: Self-identified SO	Model 3: Behavioural SO	Model 4: On-/off-script SO
Self-identified SO (ref: heterosexual)	0.506	<b>0.580</b> <sub>0.654</sub>			
Lesbian	-0.318	<b>-0.222</b> <sub>-0.125</sub>	<b>-0.025**</b>	<b>-0.054***</b>	<i>0.033</i>
Bisexual	-0.813	<b>-0.723</b> <sub>-0.633</sub>	<b>-0.132***</b>	<b>-0.133***</b>	<i>-0.016</i>
Behavioural SO (ref: other gender only)	0.249	<b>0.289</b> <sub>0.328</sub>			
Women only	-0.217	<b>-0.128</b> <sub>-0.039</sub>		<b>0.046***</b>	<i>-0.053</i>
Men and women	-0.702	<b>-0.528</b> <sub>-0.354</sub>		<i>-0.018</i>	<i>-0.086</i>

No partnered sexual activities	-0.316-0.272-0.228		-0.053***	-0.058***	
Interactions (ref: heterosexual on-script,	0.3310.3700.408				
lesbian on-script,	-0.254-0.147-0.040				
bisexual on-script,	-1.136-0.920-0.703				
heterosexual on-script passive variant)	-0.277-0.234-0.191				
Heterosexual off-script	-0.1220.0140.151			0.058	
Lesbian off-script	-0.714-0.389-0.065			-0.022	
Lesbian on-script passive variant	-0.659-0.409-0.159			-0.022	
Bisexual on-script other gender variant	-0.837-0.717-0.598			-0.099	
Bisexual on-script same gender variant	-0.460-0.237-0.012			0.023	
Bisexual on-script passive variant	-1.026-0.802-0.578			-0.035	
<i>F</i>		$F_{(27, 473)}=56.41$	$F_{(29, 471)}=58.72$	$F_{(32, 468)}=56.54$	$F_{(38, 462)}=47.39$
<i>R</i> <sup>2</sup>		.112***	.129***	.133***	.133***
$\Delta R^2$			.017***	.004***	< .001

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. The dependent variable is standardized, but the intercept in model one is not zero because the model includes control variables that are not presented, to improve readability. SO: sexual orientation; ref: reference category; \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

**Tableau 2.10 Zero-Order Correlations and Standardized Coefficients of the Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Men (n = 38,140, N = 7,688,972)**

Variable	Zero-order correlation	Model 1: Controls	Model 2: Self-identified SO	Model 3: Behavioural SO	Model 4: On-/off-script SO
Self-identified SO (ref: heterosexual)	0.240 <b>0.323</b> <sub>0.406</sub>				
Gay	-0.322 <b>-0.223</b> <sub>-0.124</sub>		<b>-0.037**</b>	<b>-0.083***</b>	<i>0.167</i>
Bisexual	-0.674 <b>-0.522</b> <sub>-0.371</sub>		<b>-0.072***</b>	<b>-0.071***</b>	<i>0.062</i>
Behavioural SO (ref: other gender only)	0.304 <b>0.358</b> <sub>0.412</sub>				
Men only	-0.214 <b>-0.134</b> <sub>-0.055</sub>			<b>0.055*</b>	<i>-0.197</i>
Men and women	-0.775 <b>-0.437</b> <sub>-0.100</sub>			<i>-0.007</i>	<i>-0.073</i>
No partnered sexual activities	-0.494 <b>-0.429</b> <sub>-0.364</sub>			<b>-0.087***</b>	<b>-0.089***</b>
Interactions (ref: heterosexual on-script, gay on-script, bisexual on-script, heterosexual on-script passive variant)	0.324 <b>0.377</b> <sub>0.429</sub>				
gay on-script,	-0.230 <b>-0.1415</b> <sub>0.053</sub>				
bisexual on-script,	-0.986 <b>-0.512</b> <sub>-0.038</sub>				
heterosexual on-script passive variant)	-0.464 <b>-0.398</b> <sub>-0.332</sub>				
Heterosexual off-script	-0.227 <b>-0.073</b> <sub>-0.081</sub>				<i>0.068</i>
Gay off-script	-1.136 <b>-0.535</b> <sub>0.066</sub>				<i>-0.039</i>
Gay on-script passive variant	-1.130 <b>-0.788</b> <sub>-0.446</sub>				<i>-0.087</i>

Bisexual on-script other gender variant	<i>-0.820</i> - <b>0.597</b> - <i>-0.374</i>				<i>-0.111</i>
Bisexual on-script same gender variant	<i>-0.307</i> - <b>0.138</b> - <i>-0.031</i>				<i>0.028</i>
Bisexual on-script passive variant	<i>-0.920</i> - <b>0.633</b> - <i>-0.346</i>				<i>-0.044</i>
<i>F</i>		<i>F</i> <sub>(27, 471)</sub> = <b>50.47</b>	<i>F</i> <sub>(29, 469)</sub> = <b>49.56</b>	<i>F</i> <sub>(32, 466)</sub> = <b>47.78</b>	<i>F</i> <sub>(38, 459)</sub> = <b>40.70</b>
<i>R</i> <sup>2</sup>		<b>.116***</b>	<b>.122***</b>	<b>.130***</b>	<b>.131***</b>
<i>ΔR</i> <sup>2</sup>			<b>.006***</b>	<b>.008***</b>	<b>.001*</b>

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. The dependent variable is standardized, but the intercept in model one is not zero because the model includes control variables that are not presented, to improve readability. SO: sexual orientation; ref: reference category; \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

## CHAPITRE 3

### **ARTICLE 2 : Untangling global mental health disparities in the Canadian population: Exploring the intersection of sexual orientation, stress, and social support**

Leclerc, A., et Beaulieu-Prévost, D. (2025). Untangling global mental health disparities in the Canadian population: Exploring the intersection of sexual orientation, stress, and social support. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 34(2), 248-261. <https://doi.org/10.3138/cjhs-2024-0069>.

Following the jury's comments, minor changes were made to the text of the article as included in this thesis. The original text is available online, as accepted and published by the journal.

#### 3.1 Abstract

This study examined, in a nationally representative sample, if the global mental health disparities associated with self-identified and behavioural sexual orientation (SO) are mediated by stress and social support. Mediation analyses were performed separately for men and women in a population sample ( $n = 80,985$ ) from two waves of Statistics Canada's Canadian Community Health Survey (2015/2016 and 2019/2020). Two-step hierarchical linear regressions were used to assess the effect of adding the mediators to the model on the coefficient of the SO variables. Then, a formal test of the mediation of the relation between SO and global mental health via perceived daily stress, perceived social support and their interaction was conducted based on Preacher & Hayes' methodology. Stress, social support and their interaction partially mediated the relationship between SO and global mental health. However, only two of the five minority SO categories were statistically mediated. Specifically, for self-identified bisexual respondents and those who did not have sex in the last 12 months, higher levels of stress and lower levels of social support partially explained their lower global mental health. The interaction between mediators proved relevant only for respondents who did not have sex in the last 12 months, revealing a lesser mediating role for this variable in the relationship between SO and global mental health. Thus, the fact that sexual minority populations have lower levels of global mental health was partially explained by perceived daily stress and social support, particularly for those who identify as bisexual.

Keywords: sexual orientation, mental health disparities, gender differences, stress, social support, mediation, national sample

### 3.2 Introduction

Although most lesbian, gay and bisexual (LGB) people are in good mental health, they are statistically more at risk of depression, anxiety, substance dependence, or attempting suicide than heterosexual people (Gilmour, 2019 ; King *et al.*, 2008). However, many studies agree on the importance of recognizing heterogeneity among sexual minorities. Indeed, mental health disparities were shown within LGB populations, with generally worse mental health outcomes for bisexual people (Feinstein & Dyar, 2017 ; Ross *et al.*, 2018 ; San Francisco Human Rights Commission LGBT Advisory Committee, 2011). Moreover, it was shown that unidimensional measures of sexual orientation (SO) vary in their correlated outcomes. Indeed, the mental health indicators for which minority SO populations are at greater risk (e.g., depressive symptoms, binge drinking) are not the same depending on the SO dimension measured (i.e., self-identification, behaviour or attraction; Lindley *et al.*, 2012). An emerging solution to capture that complexity is to use multiple dimensions of SO. For example, a recent population-based study showed that having had exclusively same-gender partners in the past year was statistically and positively associated with a better global mental health than having had exclusively different-gender partners in the past year, while both self-identified bisexual and lesbian/gay SO were statistically associated with a worse global mental health than self-identified heterosexuality (Leclerc & Beaulieu-Prévost, 2025a). However, population-based studies adopting a multidimensional measure of SO are still scarce (Wolff *et al.*, 2017).

Several theories have been put forward to explain these mental health disparities. Among them, minority stress (Meyer, 2003) suggests that people with a SO that diverges from the heterosexual norm are socially exposed to experiences of discrimination and victimization, causing them stress and consequently affecting their mental health. Building on this theory, Krueger *et al.* (2018) showed that perceived stress mediated the effect of self-identified SO (for men and women) and of behavioural SO (for women) on depressive symptoms in a large sample ( $n = 14,216$ ).

Another important factor known to mitigate the effects of stress on mental health is access to and use of positive social support (Bariola *et al.*, 2015 ; Bos *et al.*, 2008 ; Kwon, 2013 ; Mereish & Poteat, 2015 ; Ozbay *et al.*, 2007). In general, LGB people are less likely to rely on a strong network of friends, colleagues or family members for support than heterosexual people (Bos *et al.*, 2008 ; Saewyc, 2011). Moreover, social support could partly explain the heterogeneity of mental health levels within sexual minority populations (Krueger & Upchurch, 2022). For example, greater social support seems to be protective for the perceived mental health of people identifying as LGB, but not necessarily for heterosexually-identifying people who

had sex with same-gender partners (Hsieh, 2014). This may be because belonging is more associated with sexual identity than with sexual behaviour. However, among the studies that have looked at factors that could explain differences in mental health according to sexual orientation, few studies simultaneously assessed the roles of stress and social support (e.g., Krueger & Upchurch, 2022), and none looked at possible interactions between them. Moreover, studies that examined differences in mental health by SO often adopted a unidimensional measure of SO (Wittgens *et al.*, 2022).

Previous Canadian studies already demonstrated the presence of mental and physical health disparities for sexual minorities (e.g., Brennan *et al.*, 2010 ; Gilmour, 2019 ; Steele *et al.*, 2009). In this study, we examined the level to which global mental health disparities associated with multidimensional SO were mediated by stress and social support, using nationally representative data from Canada. Inspired by Gilmour's (2019) approach, global mental health was used as a synthetic construct to broadly represent mental health instead of predicting separately various intercorrelated indicators of mental health (e.g., mood disorder, anxiety disorder, suicide risk). Considering known gender differences in exposure to stress, in ability to benefit from social support (Rosenfield & Mouzon, 2013) and in mental health disparities associated to SO (e.g., Caplan, 2017 ; Krueger & Upchurch, 2019), analyses were carried out separately for men and women. The objectives were: (1) to assess the level to which the effect of SO on global mental health is mediated by stress, social support and their interaction, and (2) to assess the specific effects of the mediators for each SO category.

The multidimensional assessment of SO was done by including both self-identified SO and behavioural SO as separate variables in the predictive models, a multidimensional approach to analysing SO that was successfully used in previous studies (e.g., Brewster & Tillman, 2012 ; Matthews *et al.*, 2014 ; Silva, 2018).

The mediation analyses were performed on a large sample from Statistics Canada's Canadian Community Health Survey (CCHS). We hypothesized that the effect of multidimensional SO would be partially explained by perceived daily stress, social support and their interaction. Specifically, higher levels of perceived daily stress were expected to explain lower mental health associated with minority self-identified and behavioural SO, and lower levels of perceived social support were expected to explain lower mental health associated with self-identified bisexuality.

### 3.3 Methods

#### 3.3.1 Sample

Data from two cross-sectional waves of the CCHS (2015/2016 and 2019/2020) were combined using a merging procedure validated by Statistics Canada (Lapointe & Courtemanche, 2007). More information on the methodology of this survey can be found on the CCHS website (Statistics Canada, s. d.). Only adults were sampled for the study, and those who were 65 years old or more were excluded because the SO questions were not presented to them. Only people with experience in partnered sex were included, to insure the relevance of behavioural SO. Respondents who reported a self-identified SO other than heterosexual, gay/lesbian or bisexual/pansexual (e.g., asexual, queer, questioning) were excluded, because the small number of respondents after stratifying the sample by gender did not meet the minimum required by Statistics Canada to publish results. For the same reasons, people who did not indicate “man” or “women” as gender were not included. The study of such SO or gender diversity would require oversampling of these populations, which was unfortunately not done in the CCHS. The final merged sample included 42,845 women and 38,140 men, for a total of 80,985 participants. As shown in Table 3.1, each wave represented approximately half of the total sample, for women and for men.

#### 3.3.2 Measures

##### 3.3.2.1 Sexual Orientation

###### 3.3.2.1.1 Self-Identified Sexual Orientation

This was measured with the question, "What is your sexual orientation?" Responses were "heterosexual", "homosexual", "bisexual", or "other, please specify". Those who specified "pansexual" were recoded as bisexual<sup>3</sup>. Those who entered a write-in answer were excluded, unless their write-in answer was reclassified by Statistics Canada as one of the three options before the datasets were released.

---

<sup>3</sup> It was Statistics Canada's decision to combine bisexual and pansexual individuals into a single category, and it was not possible to separate these two groups once the data were made available to us.

#### 3.3.2.1.2 Behavioural Sexual Orientation

This was measured with these two questions, "In the past 12 months, have you had sex with a female/male?" (yes/no), and transformed into a single categorical variable (only males, only females, both males and females, no sex partners).

#### 3.3.2.2 Global Mental Health

The global mental health index was computed from the following six variables: mood disorder diagnosis (yes/no), anxiety disorder diagnosis (yes/no), suicide risk (how many suicide risk elements present among thoughts, plan and attempt), perceived mental health (0 = *poor*, 1 = *fair*, 2 = *good*, 3 = *very good*, 4 = *excellent*), general mood (0 = *so unhappy that life is not worthwhile*, 1 = *unhappy with little interest in life*, 2 = *somewhat unhappy*, 3 = *somewhat happy*, 4 = *happy and interested in life*), and satisfaction with life (satisfaction about life as a whole on a scale of 0 to 10, 0 = *very dissatisfied*, 10 = *very satisfied*). These six variables were then standardized and averaged to create the global mental health index. The index was developed with the same dataset using exploratory factor analyses, as described in a previous article (Leclerc & Beaulieu-Prévost, 2025a). It had a good internal consistency within the present sample (Cronbach alpha of .77).

#### 3.3.2.3 Mediating Variables

##### 3.3.2.3.1 Perceived Daily Stress

This was measured using a single item: "Thinking about the amount of stress in your life, would you say that most of your days are...?" Responses, scored from 0 = *not stressful at all* to 4 = *extremely stressful*, were centered at the mean (2) for analyses.

##### 3.3.2.3.2 Perceived Social Support

This was assessed using the Social Provisions Scale (SPS-5; Orpana *et al.*, 2019), consisting of the mean of five items scored on a scale from 0 = *strongly disagree* to 3 = *strongly agree* (e.g., "I have close relationships that provide me with a sense of emotional security and wellbeing."), times 5 [to have the cumulative score], then centered at the mean (12) for analyses. In our sample, the SPS-5 had excellent internal consistency (Cronbach's alpha of .88).

#### 3.3.2.4 Gender and Sex at Birth

In the 2019/2020 dataset, self-identified gender was directly questioned (“What is your gender?”; “male”, “female”, “please specify”), as was sex at birth (“What was your sex at birth?”; “male”, “female”). To stratify the analyses according to gender, the self-identified gender was chosen. However, in the 2015/2016 dataset, only a sex/gender compound question was included (“Are you...”; “male”, “female”), and we used it to represent gender for this study. Gender trajectory (i.e., trans- or cisgender), was derived from gender sex and at birth, and it was categorized as unknown for respondents from the 2015/2016 dataset.

#### 3.3.2.5 Control Variables

Sixteen sociodemographic characteristics with the potential to be associated with both SO and mental health and used in previous SO studies based on the CCHS (e.g., Brennan *et al.*, 2010 ; Gilmour, 2019 ; Steele *et al.*, 2009) were considered as control variables: gender trajectory, age (centered at 40, the mean) and squared centered age (to allow curvilinearity), Indigenous status (yes/no), Person of Colour (yes/no), born in Canada (yes/no), student status, employment (from 0 to 2, centered at 2 [full-time]), education (from 0 to 3, centered at 2 [postsecondary below bachelor’s degree]), individual income (from 0 to 13), household income (from 0 to 14), marital status, living arrangement (with a partner/spouse [yes/no], with a 0-5 year old child [yes/no]), province/territory of residence, living in an urban or rural area. These control variables were also shown to statistically contribute to the regression models in the present study.

### 3.3.3 Analyses

#### 3.3.3.1 Preliminary Analyses

Preliminary analyses were conducted to confirm the two survey waves could be combined. To do this, the moderating effect of survey wave was tested using a hierarchical linear regression (dependant variable: global mental health, first block: self-identified SO and wave of data collection, second block: interaction between these two).

Additionally, the women’s and men’s models were confirmed to behave differently using a Wald test on the coefficients of the two linear models in which self-identified SO and behavioural SO predicted global mental health.

Finally, concerning the multidimensional analysis of SO, the statistical relevance of adding the interaction between the two SO variables to the model was assessed using two hierarchical linear regression models. Including an interaction term would indeed consider potential differential statistical effects of behavioural SO between self-identified lesbians/gays, bisexuals and heterosexuals, if such differential effects existed. The potential statistical contribution of the interaction term was tested, separately for women and men, using a hierarchical linear regression to predict global mental health, with the control variables in block 1, self-identified SO in block 2, behavioural SO in block 3, and the interaction terms between these two SO variables in block 4.

### 3.3.3.2 Main Analyses

Descriptive analyses stratified by gender were performed to characterize the sample in terms of SO and sociodemographic variables, and stratified by gender and self-identified SO for behavioural SO, mental health, stress and social support.

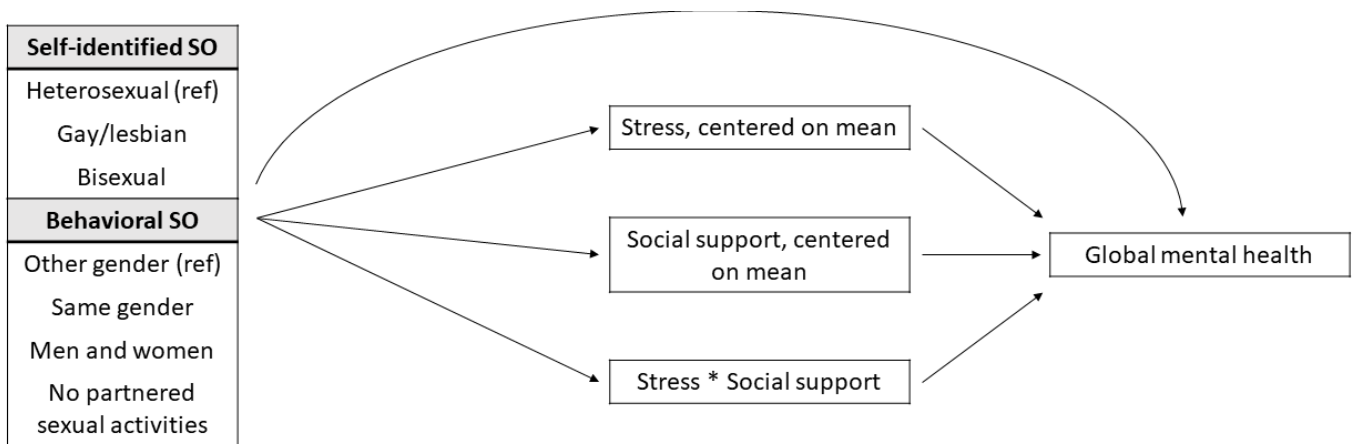
Predictive analyses were also done separately for women and men. For both models, a two-step nested linear regression model was used to assess if perceived daily stress, perceived social support and their interaction (at step 2) predicted global mental health beyond SO, i.e., self-identified SO and behavioural SO, and control variables (at step 1). For the two SO variables, their normative category was used as reference (i.e., heterosexual for self-identified SO, and exclusively partners of a different gender for behavioural SO). Consequently, the reported unstandardized coefficients represent differences from their reference category (Hayes & Little, 2018).

Finally, a formal test of the mediation by perceived daily stress and perceived social support of the relation between SO and global mental health (beyond the effect of control variables) was conducted, separately for women and men, based on Preacher & Hayes' (2008) methodology (see Figure 3.1). The mediation test involved a bootstrap resampling ( $n = 500$ ) and the estimation of 95% bias-corrected confidence intervals.

The analyses, performed on Stata 15, with a significance level ( $\alpha$ ) of .05, followed Statistics Canada's protocols to ensure that the results were representative of the Canadian population: they were weighted using the CCHS's population weights, and the population variance was estimated using a balanced

repeated replication procedure with 500 bootstrap weights. The weights were also corrected for merging two waves, with the method validated and used by Statistics Canada (Lapointe & Courtemanche, 2007).

**Figure 3.1 Mediation analyses model**



*Note.* Control variables not shown; SO: sexual orientation; ref: reference category.

### 3.3.3.3 Treatment of Missing Data

Missing data was treated using a multiple imputation procedure (20 iterations). Due to technical incompatibilities caused by the multiple imputation procedure, it was not possible to use bootstrap weights for the calculation of (a) the coefficient of determination ( $R$ ) in the linear regression models, (b) the variation inflation factor, and (c) the regression coefficients in the bootstrapped mediation models. These results remain the best estimates possible in terms of populational representativity.

### 3.3.3.4 Multicollinearity of the SO Variables

When two variables that are highly correlated (e.g.,  $R > .80$ ) are included simultaneously as predictors in a regression model, they will partly compete to explain the same variance of the outcome, and their measurement errors will affect the assessment of each other variable's coefficient in the model. This phenomenon is called multicollinearity. When the statistical discordances left between the two variables become mainly the result of measurement errors in one or both variables, the correct attribution of the shared explained variance between the two variables (and thus the assessment of the regression coefficients) can be compromised. Multicollinearity can thus lead to wider confidence intervals for the regression coefficients associated to the variables involved, and to some misattribution of the shared

predictive power to one or the other variable involved, due to measurement error (for more information, see Neter *et al.*, 1996, p 289).

Since self-identified SO and behavioural SO are closely related constructs with expected high intercorrelations, they were also expected to show high levels of multicollinearity when included simultaneously in an analysis. However, an important part of the discordances between these two indicators represents relevant realities (e.g., heterosexual-identified people who have sex with both men and women) and not measurement error between two indicators of SO. The study of these discordances (aka branchedness) between dimensions of SO is even an emerging field of research (e.g., Katz-Wise & Todd, 2022 ; Lefevor *et al.*, 2022 ; Lourie & Needham, 2017 ; Matthews *et al.*, 2014 ; Stewart *et al.*, 2019). In addition, the loss in statistical power can easily be compensated by the very large sample size in our case. We thus decided to accept the risks associated with multicollinearity between the two SO variables. The main caveat of using multicollinear SO variables in the present case was, then, that the specific coefficients of the SO variables would need to be interpreted with caution since the measurement errors could partly result in a misattribution of the shared explained variance between these two SO variables (i.e., between the sets of dummy variables representing them in the regression models).

### 3.4 Results

#### 3.4.1 Preliminary Analyses

The interaction term between wave of data collection and self-identified SO did not statistically contribute to predicting global mental health for women ( $\Delta R^2 < .001$ ,  $p = .87$ ) nor men ( $\Delta R^2 < .001$ ,  $p = .42$ ). This suggests that the data collection wave did not statistically affect the relationship between SO and global mental health. The models were therefore considered to be equally representative for both survey waves. The two waves were thus combined for the main analyses.

A Wald test was also done to compare men's and women's coefficients in a linear model where self-identified SO and behavioural SO predict global mental health. The coefficients of each gender's model taken altogether differed statistically from the other ( $F(11, 80,974) = 2.49$ ,  $p = .004$ ), which confirms that it is preferable to model results separately for women and men.

Finally, the linear regressions used to assess how to measure SO showed that, for women, self-identified SO explained a statistically significant proportion of global mental health beyond the control variables ( $\Delta R^2$

= .017,  $p < .001$ ), behavioural SO also statistically explained global mental health beyond self-identified SO ( $\Delta R^2 = .004$ ,  $p < .001$ ), but the interactions did not contribute statistically ( $\Delta R^2 < .001$ ,  $p > .05$ ). For men, self-identified SO explained a statistically significant proportion of global mental health beyond the control variables ( $\Delta R^2 = .006$ ,  $p < .001$ ), behavioural SO also statistically explained global mental health beyond self-identified SO ( $\Delta R^2 = .008$ ,  $p < .001$ ), but the interactions barely contribute statistically ( $\Delta R^2 = .001$ ,  $p < .05$ ). In addition, none of the interaction terms in any of the two models had statistically significant coefficients. It was thus assessed that the statistical effect associated to behavioural SO should not be considered statistically different between self-identified lesbians, gays, bisexuals and heterosexuals, and that the interaction terms would not be included in the predictive models.

### 3.4.2 Missing Data

Social support data was missing for 37.0% of respondents, mainly (in 89.2% of these cases) because the scale was not administered in all provinces at both measurement times. The multiple imputation was performed using the variables that best predicted social support in the study sample, i.e.: mood disorder diagnosis, suicide risk, perceived mental health, general mood, satisfaction with life, sense of belonging to community (all preceding variables were described in a previous article [Leclerc & Beaulieu-Prévost, 2025a]), behavioural SO, gender, age, Indigenous status, Person of Colour or not, country of birth, education, household income, living arrangement, province/territory of residence, and living in an urban or rural area.

### 3.4.3 Descriptive Results

The weighted sociodemographic characteristics of the total sample (see Table 3.1) globally represent Canadian adults from 18 to 64 years old in 2015-2016 or in 2019-2020, who had at least one sex partner in their life and who identified as either heterosexual, gay/lesbian, or bisexual. Weighted values for behavioural SO, stress, social support and global mental health, broken down by gender and self-identified sexual orientation are available in Tables 3.2 (for women) and Table 3.3 (for men).

**Tableau 3.1 Weighted Distribution of the Sample**

	Women ( $n = 42,845$ )	Men ( $n = 38,140$ )
Self-identified SO (%)		

Heterosexual	95.495.7 <sub>96.0</sub>	96.196.4 <sub>96.7</sub>
Gay/lesbian	1.11.3 <sub>1.5</sub>	2.22.4 <sub>2.7</sub>
Bisexual	2.73.0 <sub>3.3</sub>	1.01.1 <sub>1.3</sub>
Behavioural SO (%)		
Other gender only	89.389.8 <sub>90.3</sub>	90.791.2 <sub>91.6</sub>
Same gender only	1.21.4 <sub>1.6</sub>	2.32.5 <sub>2.8</sub>
Men and women	0.81.0 <sub>1.1</sub>	0.20.3 <sub>0.4</sub>
No partnered sexual activities	7.57.9 <sub>8.3</sub>	5.66.0 <sub>6.4</sub>
Global mental health (mean)	-0.022-0.012 <sub>-0.002</sub>	0.0650.075 <sub>0.084</sub>
Perceived daily stress (mean)	1.91.9 <sub>1.9</sub>	1.81.8 <sub>1.9</sub>
Perceived social support (mean)	12.612.6 <sub>12.7</sub>	12.112.2 <sub>12.2</sub>
Age (mean)	41.541.6 <sub>41.7</sub>	41.641.7 <sub>41.9</sub>
Ethnoracial affiliation (%)		
Exclusively White	73.574.2 <sub>74.9</sub>	73.674.4 <sub>75.1</sub>
First Peoples	4.04.3 <sub>4.6</sub>	3.63.9 <sub>4.2</sub>
Other racialized communities	20.821.5 <sub>22.2</sub>	21.021.7 <sub>22.4</sub>
Not born in Canada (%)	24.124.8 <sub>25.5</sub>	24.825.5 <sub>26.3</sub>
Employment (%)		
Full time	59.960.6 <sub>61.4</sub>	76.577.2 <sub>77.9</sub>
Part time	13.814.4 <sub>15.0</sub>	5.96.3 <sub>6.7</sub>
Unemployed	24.325.0 <sub>25.7</sub>	16.016.6 <sub>17.2</sub>
Student status (%)		
Full time	6.36.7 <sub>7.2</sub>	5.86.2 <sub>6.7</sub>
Part time	3.63.9 <sub>4.2</sub>	2.32.5 <sub>2.8</sub>
Not a student	88.989.4 <sub>89.9</sub>	90.891.2 <sub>91.7</sub>
Education (%)		
Partial high school	5.35.6 <sub>6.0</sub>	6.67.0 <sub>7.4</sub>
High school or equivalent	19.920.5 <sub>21.1</sub>	22.923.6 <sub>24.3</sub>
Postsecondary below bachelor's degree	38.138.8 <sub>39.6</sub>	37.438.2 <sub>39.0</sub>
Bachelor's degree or more	34.335.1 <sub>35.9</sub>	30.431.2 <sub>32.0</sub>
Living with a partner or spouse (%)	62.863.5 <sub>64.3</sub>	61.161.8 <sub>62.6</sub>
Living with a child of 5 years old or less (%)	41.041.8 <sub>42.5</sub>	38.138.8 <sub>39.6</sub>

Urban/rural area (%)		
Large/medium population centre (30,000 +)	70.170.8 <sub>71.6</sub>	71.472.1 <sub>72.8</sub>
Small population center (1,000 to 29,999)	11.812.4 <sub>13.0</sub>	11.211.8 <sub>12.3</sub>
Rural area (less than 1,000)	16.216.8 <sub>17.4</sub>	15.616.1 <sub>16.8</sub>
Province/territory (%)		
British Columbia	14.414.7 <sub>15.0</sub>	14.214.5 <sub>14.8</sub>
Prairies (Alberta, Saskatchewan, Manitoba)	16.016.2 <sub>16.5</sub>	16.516.7 <sub>17.0</sub>
Ontario	42.442.8 <sub>43.2</sub>	41.441.8 <sub>42.3</sub>
Quebec	19.519.8 <sub>20.1</sub>	20.420.8 <sub>21.1</sub>
Atlantic (New Brunswick, Nova Scotia, Prince Edward Island, Newfoundland and Labrador)	6.26.3 <sub>6.4</sub>	5.96.0 <sub>6.1</sub>
North (Yukon, Northwest Territories, Nunavut)	0.20.2 <sub>0.2</sub>	0.20.2 <sub>0.2</sub>
Survey wave (%)		
2015 & 2016	49.950.4 <sub>50.8</sub>	51.351.8 <sub>52.2</sub>
2019 & 2020	49.249.6 <sub>50.1</sub>	47.848.2 <sub>48.7</sub>

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). SO: sexual orientation.

**Tableau 3.2 Weighted Results of the Women’s Sample for Key Variables, Broken Down by Self-Identified Sexual Orientation**

	Self-identified SO		
	Heterosexual	Lesbian	Bisexual
Behavioural SO (%)			
Other gender only	91.591.8 <sub>92.0</sub>	5.17.0 <sub>9.4</sub>	57.059.7 <sub>62.4</sub>
Same gender only	0.10.2 <sub>0.2</sub>	69.273.0 <sub>76.5</sub>	9.010.6 <sub>12.4</sub>
Men and women	0.40.5 <sub>0.5</sub>	1.82.9 <sub>4.6</sub>	14.816.8 <sub>18.9</sub>
No partnered sexual activities	7.47.6 <sub>7.9</sub>	14.317.2 <sub>20.5</sub>	11.212.9 <sub>14.8</sub>
Perceived daily stress [0 to 4] (mean)	1.901.92 <sub>1.93</sub>	1.942.06 <sub>2.18</sub>	2.082.17 <sub>2.26</sub>
Perceived social support [0 to 15] (mean)	12.612.6 <sub>12.7</sub>	12.012.2 <sub>12.5</sub>	11.812.1 <sub>12.4</sub>
Global mental health [standardized] (mean)	0.000.01 <sub>0.02</sub>	-0.33-0.23 <sub>-0.14</sub>	-0.80-0.71 <sub>-0.62</sub>

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). SO: sexual orientation.

**Tableau 3.3 Weighted Results of the Men’s Sample for Key Variables, Broken Down by Self-Identified Sexual Orientation**

	Self-identified SO		
	Heterosexual	Gay	Bisexual
Behavioural SO (%)			
Other gender only	93.7 <sup>94.0</sup> <sub>94.2</sub>	2.7 <sup>3.7</sup> <sub>5.1</sub>	43.5 <sup>48.2</sup> <sub>53.0</sub>
Same gender only	0.2 <sup>0.2</sup> <sub>0.3</sub>	82.8 <sup>85.2</sup> <sub>87.4</sub>	11.9 <sup>15.0</sup> <sub>18.7</sub>
Men and women	0.1 <sup>0.1</sup> <sub>0.1</sub>	0.3 <sup>0.6</sup> <sub>1.4</sub>	13.9 <sup>17.2</sup> <sub>21.1</sub>
No partnered sexual activities	5.5 <sup>5.7</sup> <sub>6.0</sub>	8.6 <sup>10.5</sup> <sub>12.6</sub>	16.1 <sup>19.6</sup> <sub>23.6</sub>
Perceived daily stress [0 to 4] (mean)	1.83 <sup>1.84</sup> <sub>1.86</sub>	1.91 <sup>2.00</sup> <sub>2.09</sub>	1.90 <sup>2.01</sup> <sub>2.13</sub>
Perceived social support [0 to 15] (mean)	12.1 <sup>12.2</sup> <sub>12.2</sub>	11.9 <sup>12.2</sup> <sub>12.5</sub>	11.5 <sup>11.9</sup> <sub>12.2</sub>
Global mental health [standardized] (mean)	0.08 <sup>0.09</sup> <sub>0.10</sub>	-0.24 <sup>-0.14</sup> <sub>-0.04</sub>	-0.59 <sup>-0.44</sup> <sub>-0.29</sub>

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). SO: sexual orientation.

#### 3.4.4 Predictive Models

Tables 3.4 and 3.5 present the results of two- step hierarchical linear regressions, for women and men, predicting global mental health based on SO and mediating variables. Model 1, for men and women, presents the effects of SO on global mental health. In summary, (a) negative unstandardized coefficients were associated with both a gay/lesbian identity ( $W = -0.33$ ;  $M = -0.32$ ) and with a bisexual identity ( $W = -0.54$ ;  $M = -0.40$ ) compared to a heterosexual identity; (b) positive unstandardized coefficients were associated with having only sexual partners of one's gender in the last 12 months ( $W = 0.27$ ;  $M = 0.21$ ) compared to having only sexual partners of a different gender in the last 12 months; and (c) negative unstandardized coefficients were associated with an absence of sexual partners in the last 12 months ( $W = -0.14$ ;  $M = -0.22$ ) compared to having only sexual partners of a different gender in the last 12 months.

In both tables, model 2 shows that, for women and men, the addition of the mediators contributed statistically to the model ( $p < .001$  on Wald tests) and more than doubled the  $R^2$  (from .132 to .296 for women; from .130 to .281 for men). Stress had a negative effect on global mental health, while social support had a positive effect. The interaction between stress and social support was statistically significant and positive, suggesting that the effect of social support was greater in a context of higher stress. In other words, for a high-stress individual, global mental health was further improved by better social support than for a low-stress individual.

**Tableau 3.4 Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Women ( $n = 42,845$ )**

	Model 1: SO		Model 2: Mediating variables	
	Coefficient	Wald	Coefficient	Wald
Intercept	-0.472- <b>0.389</b> -0.307		-0.594- <b>0.523</b> -0.452	
SO variables		40.94***		32.19***
Self-identified (ref: heterosexual)				
Lesbian	-0.474- <b>0.332</b> -0.189		-0.387- <b>0.262</b> -0.138	
Bisexual	-0.628- <b>0.537</b> -0.445		-0.540- <b>0.452</b> -0.363	
Behavioural (ref: men only)				
Women only	0.125 <b>0.270</b> <sub>0.414</sub>		0.100 <b>0.225</b> <sub>0.351</sub>	
Men and women	-0.258- <b>0.125</b> <sub>0.007</sub>		-0.249- <b>0.133</b> -0.017	
No partnered sexual activities	-0.184- <b>0.136</b> -0.087		-0.139- <b>0.097</b> -0.054	
Mediating variables				759.07***
Perceived daily stress			-0.224- <b>0.214</b> -0.203	
Perceived social support			0.091 <b>0.102</b> <sub>0.112</sub>	
Stress*social support			0.027 <b>0.033</b> <sub>0.040</sub>	
$R^2$	.132		.296	

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. The dependent variable is standardized, but the intercept in model one is not zero because the model includes control variables that are not presented, to improve readability. Control variables coefficients are available in Table 3.7 of supplementary material. SO: sexual orientation; ref: reference category; \*\*\*  $p < .001$ .

**Tableau 3.5 Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Men ( $n = 38,140$ )**

	Model 1: SO		Model 2: Mediating variables	
	Coefficient	Wald	Coefficient	Wald
Intercept	-0.396-0.317-0.239		-0.461-0.390-0.318	
SO variables		18.74***		15.91***
Self-identified (ref: heterosexual)				
Gay	-0.494-0.317-0.140		-0.445-0.271-0.097	
Bisexual	-0.556-0.398-0.239		-0.498-0.353-0.208	
Behavioural (ref: women only)				
Men only	0.0400.2070.375		0.0080.1740.340	
Men and women	-0.384-0.0750.234		-0.389-0.0850.218	
No partnered sexual activities	-0.280-0.217-0.155		-0.230-0.174-0.118	
Mediating variables				537.22***
Perceived daily stress			-0.158-0.149-0.139	
Perceived social support			0.0820.0920.102	
Stress*social support			0.0200.0260.031	
$R^2$	.130		.281	

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. The dependent variable is standardized, but the intercept in model one is not zero because the model includes control variables that are not presented, to improve readability. Control variables coefficients are available in Table 3.8 of supplementary material. SO: sexual orientation; ref: reference category; \*\*\*  $p < .001$ .

#### 3.4.4.1 Multicollinearity

Multicollinearity was assessed for both final models. As expected, the two SO variables had variance inflation factors (VIF) beyond 10 for both men and women, but all the other variables had adequate VIF. As explained in the Method section, these high VIF mainly mean that the specific coefficients of the SO variables will need to be interpreted with caution, as they are potentially less precise due to the multicollinearity between them.

### 3.4.5 Mediation Analyses

Table 3.6 presents the total, direct and indirect effects estimate from the two formal mediation analyses. Overall, for men and women, mediations were statistically significant only for the effects associated with a bisexual identity and with an absence of sexual partners (in the last 12 months). No statistically significant mediation explained the effects associated with a gay/lesbian identity, with having only sexual partners of one's gender (in the last 12 months), or with having men and women as sexual partners (in the last 12 months). More precisely:

a) The lower global mental health of bisexual women could statistically be explained with a partial mediation (17% of the total effect) by both stress and social support, i.e., by their tendency to experience higher levels of stress and perceive less social support than heterosexual women;

b) The lower global mental health of bisexual men could statistically be explained with a partial mediation (11% of the total effect) by stress, i.e., by their tendency to experience higher levels of stress than heterosexual men;

c) The lower global mental health of people who did not have sexual partners in the last 12 months could statistically be explained with a partial mediation (38% for women; 22% for men) by both stress and social support, and their interaction. More specifically, the mediating effects of social support were larger than those of stress, and the mediating effect of social support was higher in context of higher stress. In other words, the lower global mental health in this subgroup could be explained by their tendency to perceive less social support (especially in contexts of high stress) and, to a lesser degree, by their tendency to experience higher levels of stress than people who only had sexual partners of a different gender;

d) None of the other effects of SO on global mental health were statistically mediated by stress or by social support.

**Tableau 3.6 Mediating Effect of Perceived stress and Social Support on the Association between Sexual Orientation Groups and Global Mental Health, Bootstrapped Unstandardized Coefficients**

---

	Women	Men
	( <i>n</i> = 42,845)	( <i>n</i> = 38,140)

---

---

Self-identified SO (ref: heterosexual)

Gay/lesbian

Total effect	-0.383- <b>0.280</b> -0.176	-0.307- <b>0.207</b> -0.093
Direct effect	-0.325- <b>0.248</b> -0.162	-0.297- <b>0.200</b> -0.102
Indirect effect through stress	-0.044- <b>0.013</b> <sub>0.009</sub>	-0.030- <b>0.014</b> <sub>0.011</sub>
Indirect effect through social support	-0.042- <b>0.019</b> <sub>0.010</sub>	-0.013- <b>0.013</b> <sub>0.041</sub>
Indirect effect through interaction	-0.011- <b>0.001</b> <sub>0.012</sub>	-0.019- <b>0.007</b> <sub>0.003</sub>
Proportion of mediation	<b>11.4%</b>	<b>3.4%</b>

Bisexual

Total effect	-0.581- <b>0.518</b> -0.462	-0.487- <b>0.383</b> -0.282
Direct effect	-0.490- <b>0.430</b> -0.381	-0.445- <b>0.342</b> -0.255
Indirect effect through stress	-0.065- <b>0.052</b> -0.040	-0.042- <b>0.027</b> -0.011
Indirect effect through social support	-0.054- <b>0.040</b> -0.024	-0.041- <b>0.020</b> <sub>0.0004</sub>
Indirect effect through interaction	-0.001- <b>0.004</b> <sub>0.009</sub>	-0.003- <b>0.006</b> <sub>0.016</sub>
Proportion of mediation	<b>17.0%</b>	<b>10.7%</b>

Behavioural SO (ref: other gender only)

Same gender only

Total effect	0.086- <b>0.190</b> <sub>0.278</sub>	-0.012- <b>0.088</b> <sub>0.182</sub>
Direct effect	0.063- <b>0.154</b> <sub>0.234</sub>	-0.010- <b>0.075</b> <sub>0.166</sub>
Indirect effect through stress	-0.001- <b>0.022</b> <sub>0.049</sub>	-0.018- <b>0.003</b> <sub>0.022</sub>
Indirect effect through social support	-0.016- <b>0.008</b> <sub>0.032</sub>	-0.013- <b>0.012</b> <sub>0.037</sub>
Indirect effect through interaction	-0.005- <b>0.005</b> <sub>0.017</sub>	-0.014- <b>0.003</b> <sub>0.007</sub>
Proportion of mediation	<b>18.9%</b>	<b>14.8%</b>

Men and women

Total effect	-0.318- <b>0.192</b> -0.079	-0.210- <b>0.013</b> <sub>0.126</sub>
Direct effect	-0.281- <b>0.182</b> -0.082	-0.200- <b>0.011</b> <sub>0.112</sub>
Indirect effect through stress	-0.032- <b>0.007</b> <sub>0.014</sub>	-0.018- <b>0.010</b> <sub>0.042</sub>
Indirect effect through social support	-0.022- <b>0.0001</b> <sub>0.028</sub>	-0.065- <b>0.028</b> <sub>0.003</sub>
Indirect effect through interaction	-0.012- <b>0.003</b> <sub>0.006</sub>	-0.001- <b>0.016</b> <sub>0.032</sub>
Proportion of mediation	<b>5.2%</b>	<b>15.4%</b>

No partnered sexual activities

Total effect	-0.167- <b>0.133</b> -0.104	-0.271- <b>0.233</b> -0.197
--------------	-----------------------------	-----------------------------

Direct effect	-0.109- <i>0.082</i> -0.058	-0.213- <i>0.182</i> -0.150
Indirect effect through stress	-0.023- <i>0.015</i> -0.006	-0.016- <i>0.009</i> -0.001
Indirect effect through social support	-0.056- <i>0.045</i> -0.037	-0.067- <i>0.057</i> -0.046
Indirect effect through interaction	0.006 <i>0.010</i> 0.014	0.009 <i>0.014</i> 0.019
Proportion of mediation	38.3%	21.9%

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. Control variables not shown. SO: sexual orientation; ref: reference category.

### 3.5 Discussion

This study used a Canadian population-based sample to assess if the global mental health disparities associated with self-identified and behavioural SO could be explained by a mediation through stress, social support and their interaction. All three variables partially mediated the relationship between SO and global mental health. However, the magnitudes of the mediations were lower than expected. For men and women, only two of the five SO categories were statistically mediated. Specifically, among bisexual respondents and those who did not have sex in the last 12 months, higher levels of stress and lower levels of social support partially explained their lower levels of global mental health.

#### 3.5.1 Mediators of Self-Identified Bisexuality

Identifying as bisexual was associated with a higher cost for women than men in terms of total unstandardized effect (i.e., 135% that of men). Similarly, the mediating effects of stress and of social support were nearly twice as important for women (i.e., -0.052 vs -0.027 for stress; -0.040 vs -0.020 for social support). However, the mediation via social support did not reach statistical significance for men. This suggests a gender difference in the size of the mediations, but not necessarily in the general pattern of mediation.

These results partly corroborate conclusions from previous studies. They expand the findings of Krueger *et al.* (2018) by demonstrating that for men and women, stress plays an important role in explaining mental health disparities among sexual minorities, particularly among people who identify as bisexual. Our study also corroborates, for self-identified bisexual people, the importance of social support that was demonstrated for the mental health of sexual minorities in previous studies (Hsieh, 2014).

### 3.5.2 Mediators of the Absence of Partners

For women and men, the absence of sexual partners (in the last 12 months) was associated with the highest proportion of mediation (38.3% and 21.9%), and it was the only SO category statistically mediated by stress, social support and their interaction. While the absence of sexual partners in the last 12 months is not a sexual orientation in itself, the category can be used to assess the effects associated with having either men, women or both as sex partners. It is also important to remember that respondents who never had a sex partner were excluded, so the recent absence of sex partners should be understood in the context of someone who had at least one sexual partner in their lifetime.

The linear regressions presented in Tables 3.4 and 3.5 showed that, for both women and men, the absence of sexual partners in the last 12 months was statistically associated with a lower level of global mental health than having exclusively men or exclusively women as sexual partners, but it was not statistically different from having both men and women as sexual partners. The tests of mediation showed that stress and social support partly mediate the higher global mental health associated with having exclusively men or exclusively women as sexual partners compared to having no sexual partners. This pattern is coherent with the stress-buffering effect of social support demonstrated in various contexts (Cohen, 2004 ; Cohen & Wills, 1985 ; Ding *et al.*, 2020 ; Graham & Barnow, 2013 ; Hill *et al.*, 2010 ; Joseph *et al.*, 1992 ; Yang *et al.*, 2010). The fact that this interaction was only expressed for this subgroup could indeed reflect the fact that, compared to people who exclusively had sex with either men or women in the last 12 months, people who had no partners experience higher levels of stress (Ein-Dor & Hirschberger, 2012), enabling them to take greater advantage of social support when it is present. However, it could also be because the analyses had more statistical power to detect mediations for the absence of sexual partners than for the other minority SO categories. Indeed, the absence of sexual partners was the largest minority SO category, representing 7.9% of women and 6.0% of men, while none of the other SO categories represented more than 3.0% of each gender (see Table 3.1).

### 3.5.3 General Low Magnitude of the Mediations

While it is possible that the mediating effects of stress and social support are, in fact, of low magnitude and that other mediating variables are in play, it is also possible that measurement issues affected the results.

Indeed, measures of stress and social support were focused on the respondent's current state, whereas the measure of global mental health was derived from both long-term indicators (e.g., mood and anxiety disorder diagnoses, past suicide attempt) and current indicators (e.g., perceived mental health, general mood, satisfaction with life). This disparity in the reference period could have diminished the magnitude of the mediation effects.

Alternatively, measures aimed to capture the cumulative and long-term aspects of stress could potentially improve its mediating effects. Measures of cumulative victimization (Mustanski *et al.*, 2016) or of lifetime exposure to stressors (Parra *et al.*, 2023) could be relevant candidates. Measures of allostatic charges could also better capture the cumulative level of stress than a simple measure of perceived stress (Juster, 2019 ; Juster *et al.*, 2010, 2015).

It is important to note that that while stress and social support only partly explained the global mental health disparities associated to SO, they were still important predictors of global mental health with 16.4% of uniquely explained variance for women (see Table 3.4) and 15.1% of uniquely explained variance for men (see Table 3.5).

#### 3.5.4 Implications for Practice

The results of this study highlight the importance of facilitating social support, especially for self-identified bisexuals and those without sexual partners for more than a year. It could thus be beneficial to foster inclusivity towards bisexual/pansexual people in queer social spaces to help them gather, bond and access a support network. In terms of public health policy, it is also essential to pursue efforts to prevent discrimination and prejudice based on SO, and thus reduce the stress experienced daily by sexual minority people. This could take the form of awareness-raising campaigns, or increased financial support for community organizations that fight SO-based prejudices, especially biphobia.

#### 3.5.5 Strengths and Limitations

The present study is the first to simultaneously examine the mediating effect of stress and social support on the association between multidimensional SO and mental health in a nationally representative sample. The study also used one of the largest samples available to answer that question ( $n = 80,985$ ).

However, the study was limited to adult women and men under 65 years old who had at least one sexual partner in their life and identified as either heterosexual, gay/lesbian or bisexual/pansexual. For example, people who used the write-in option to self-identify as asexual or as queer, and those who identified as gender non-binary, had to be excluded from the analyses for statistical reasons (the small sample size would drastically reduce statistical power for these categories) and because of the veto imposed by Statistics Canada against the release of results based on categories with a small sample size. In addition, traditional SO labels tend to be rooted in a binary conception of gender (e.g., bisexuality) and can be considered problematic as self-descriptors by non-binary people (Schudson & Morgenroth, 2022). The results can thus not be confidently extrapolated to these populations.

Finally, the mediation was not tested using an experimental or longitudinal design, but a cross-sectional one. It cannot thus be confirmed that the statistical mediation effects identified reflect the presence of causal mediation effects.

### 3.6 Conclusion

The statistical associations of bisexual identity and having had no sex in the past 12 months with mental health were partly explained by stress and social support, revealing pathways that shape wellbeing. Identifying what mediates the relation between SO and mental health is an important step towards understanding mental health disparities associated to SO, and ultimately improving the lives of sexual minority people.

### 3.7 Supplementary Material: Control Variables

**Tableau 3.7 Control Variables Coefficients in Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Women (*n* = 42,845)**

	Model 1: SO	Model 2: Mediating variables
Intercept	-0.472- <b>0.389</b> -0.307	-0.594- <b>0.523</b> -0.452
Gender trajectory (ref: cisgender)		
Trans	-1.636- <b>0.668</b> 0.299	-1.736- <b>0.670</b> 0.396
Unknown (2015 & 2016 cycles)	0.070 <b>0.092</b> 0.114	0.078 <b>0.098</b> 0.118

Age centered on mean (40)	-0.0001 <b>0.001</b> <sub>0.002</sub>	0.002 <b>0.003</b> <sub>0.004</sub>
Squared age centered on mean	0.0002 <b>0.0003</b> <sub>0.0004</sub>	0.00007 <b>0.0001</b> <sub>0.0002</sub>
Ethnoracial affiliation (ref: Exclusively White)		
First Peoples	-0.220 <b>-0.162</b> <sub>-0.105</sub>	-0.172 <b>-0.120</b> <sub>-0.069</sub>
Other racialized communities	0.058 <b>0.096</b> <sub>0.135</sub>	0.060 <b>0.094</b> <sub>0.129</sub>
Born in Canada (ref: yes)	0.058 <b>0.092</b> <sub>0.125</sub>	0.055 <b>0.086</b> <sub>0.116</sub>
Student status (ref: not a student)		
Full time	-0.006 <b>0.056</b> <sub>0.119</sub>	0.092 <b>0.147</b> <sub>0.202</sub>
Part time	-0.095 <b>-0.038</b> <sub>0.020</sub>	-0.050 <b>0.006</b> <sub>0.062</sub>
Employment centered on mean (2: full time)	0.055 <b>0.070</b> <sub>0.085</sub>	0.074 <b>0.088</b> <sub>0.101</sub>
Education centered on mean (2: postsecondary below bachelor's degree)	0.035 <b>0.050</b> <sub>0.064</sub>	0.023 <b>0.036</b> <sub>0.048</sub>
Individual income	0.008 <b>0.012</b> <sub>0.016</sub>	0.011 <b>0.014</b> <sub>0.018</sub>
Household income	0.015 <b>0.019</b> <sub>0.023</sub>	0.008 <b>0.012</b> <sub>0.016</sub>
Marital status (ref: married)		
Common-law	-0.129 <b>-0.098</b> <sub>-0.066</sub>	-0.104 <b>-0.076</b> <sub>-0.047</sub>
Widowed	-0.121 <b>-0.022</b> <sub>0.076</sub>	-0.089 <b>0.002</b> <sub>0.093</sub>
Separated	-0.194 <b>-0.123</b> <sub>-0.051</sub>	-0.140 <b>-0.072</b> <sub>-0.004</sub>
Divorced	-0.232 <b>-0.156</b> <sub>-0.080</sub>	-0.172 <b>-0.103</b> <sub>-0.033</sub>
Single & never married	-0.226 <b>-0.170</b> <sub>-0.115</sub>	-0.162 <b>-0.111</b> <sub>-0.061</sub>
Living with a partner or spouse	-0.006 <b>0.042</b> <sub>0.091</sub>	0.0003 <b>0.042</b> <sub>0.084</sub>
Living with a child of 5 years old or less	0.061 <b>0.088</b> <sub>0.115</sub>	0.070 <b>0.095</b> <sub>0.120</sub>
Province/territory (ref: Ontario)		
British Columbia	-0.037 <b>-0.007</b> <sub>0.024</sub>	-0.020 <b>0.008</b> <sub>0.036</sub>
Prairies	-0.027 <b>-0.0002</b> <sub>0.027</sub>	0.001 <b>0.026</b> <sub>0.051</sub>
Quebec	0.082 <b>0.112</b> <sub>0.142</sub>	0.114 <b>0.142</b> <sub>0.169</sub>
Atlantic	-0.059 <b>-0.021</b> <sub>0.018</sub>	-0.047 <b>-0.012</b> <sub>0.023</sub>
North	0.028 <b>0.087</b> <sub>0.146</sub>	-0.017 <b>0.040</b> <sub>0.098</sub>
Urban/rural area (ref: large/medium population center 30,000 +)		
Small population center (1,000 to 29,999)	0.023 <b>0.049</b> <sub>0.075</sub>	0.019 <b>0.042</b> <sub>0.066</sub>
Rural area (less than 1,000)	0.044 <b>0.070</b> <sub>0.096</sub>	0.039 <b>0.062</b> <sub>0.086</sub>

Note. 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. ref: reference category.

**Tableau 3.8 Control Variables Coefficients in Nested Linear Regressions Predicting Global Mental Health for Men (*n* = 38,140)**

	Model 1: SO	Model 2: Mediating variables
Intercept	-0.396- <b>0.317</b> <sub>-0.239</sub>	-0.461- <b>0.390</b> <sub>-0.318</sub>
Gender trajectory (ref: cisgender)		
Trans	-1.154- <b>0.348</b> <sub>0.458</sub>	-1.037- <b>0.362</b> <sub>0.313</sub>
Unknown (2015 & 2016 cycles)	0.058 <b>0.078</b> <sub>0.098</sub>	0.059 <b>0.078</b> <sub>0.097</sub>
Age centered on mean (40)	-0.003- <b>0.002</b> <sub>-0.001</sub>	-0.001- <b>0.0004</b> <sub>0.0006</sub>
Squared age centered on mean	0.0004 <b>0.0005</b> <sub>0.0006</sub>	0.0003 <b>0.0004</b> <sub>0.0004</sub>
Ethnoracial affiliation (ref: Exclusively White)		
First Peoples	-0.105- <b>0.056</b> <sub>-0.006</sub>	-0.083- <b>0.036</b> <sub>0.010</sub>
Other racialized communities	0.040 <b>0.072</b> <sub>0.104</sub>	0.035 <b>0.066</b> <sub>0.096</sub>
Born in Canada (ref: yes)	0.061 <b>0.090</b> <sub>0.119</sub>	0.061 <b>0.088</b> <sub>0.115</sub>
Student status (ref: not a student)		
Full time	0.097 <b>0.155</b> <sub>0.212</sub>	0.129 <b>0.184</b> <sub>0.240</sub>
Part time	-0.059 <b>0.007</b> <sub>0.072</sub>	-0.049 <b>0.006</b> <sub>0.061</sub>
Employment centered on mean (2: full time)	0.099 <b>0.118</b> <sub>0.135</sub>	0.107 <b>0.123</b> <sub>0.140</sub>
Education centered on mean (2: postsecondary below bachelor's degree)	0.012 <b>0.024</b> <sub>0.036</sub>	0.008 <b>0.018</b> <sub>0.030</sub>
Individual income	0.016 <b>0.020</b> <sub>0.024</sub>	0.015 <b>0.019</b> <sub>0.023</sub>
Household income	0.006 <b>0.011</b> <sub>0.015</sub>	0.004 <b>0.008</b> <sub>0.012</sub>
Marital status (ref: married)		
Common-law	-0.058- <b>0.030</b> <sub>-0.002</sub>	-0.046- <b>0.020</b> <sub>0.006</sub>
Widowed	-0.132- <b>0.019</b> <sub>0.094</sub>	-0.124- <b>0.022</b> <sub>0.079</sub>
Separated	-0.267- <b>0.188</b> <sub>-0.108</sub>	-0.223- <b>0.152</b> <sub>-0.081</sub>
Divorced	-0.217- <b>0.144</b> <sub>-0.071</sub>	-0.172- <b>0.108</b> <sub>-0.043</sub>

Single & never married	-0.175- <b>0.118</b> <sub>0.060</sub>	-0.146- <b>0.095</b> <sub>0.044</sub>
Living with a partner or spouse	-0.038 <b>0.013</b> <sub>0.065</sub>	-0.033 <b>0.011</b> <sub>0.056</sub>
Living with a child of 5 years old or less	0.024 <b>0.048</b> <sub>0.073</sub>	0.021 <b>0.044</b> <sub>0.068</sub>
Province/territory (ref: Ontario)		
British Columbia	-0.046- <b>0.016</b> <sub>0.015</sub>	-0.017 <b>0.011</b> <sub>0.039</sub>
Prairies	-0.021 <b>0.003</b> <sub>0.028</sub>	0.007 <b>0.031</b> <sub>0.054</sub>
Quebec	0.076 <b>0.104</b> <sub>0.132</sub>	0.091 <b>0.119</b> <sub>0.146</sub>
Atlantic	-0.020 <b>0.016</b> <sub>0.052</sub>	-0.008 <b>0.025</b> <sub>0.059</sub>
North	-0.135- <b>0.063</b> <sub>0.008</sub>	-0.138- <b>0.071</b> <sub>0.003</sub>
Urban/rural area (ref: large/medium population center 30,000 +)		
Small population center (1,000 to 29,999)	0.011 <b>0.036</b> <sub>0.062</sub>	0.009 <b>0.032</b> <sub>0.055</sub>
Rural area (less than 1,000)	0.050 <b>0.072</b> <sub>0.094</sub>	0.046 <b>0.066</b> <sub>0.087</sub>

---

*Note.* 95% Confidence intervals are presented as subscripts to improve clarity, as suggested by Louis & Zeger (2009). Statistically nonsignificant coefficients are presented in italics. ref: reference category.

## **CHAPITRE 4**

### **DISCUSSION GÉNÉRALE**

Avant de discuter des articles présentés dans les deux chapitres précédents, revenons sur les objectifs qui ont guidé ce travail. Ce projet doctoral porte sur les écarts de santé mentale en fonction de l'orientation sexuelle, en tenant compte de la complexité et de la diversité de cette dernière. Les constats tirés de la recension ont mis en lumière plusieurs angles morts dans les études antérieures : l'accent mis sur la détresse psychologique plutôt que sur le bien-être, une tendance à regrouper les minorités sexuelles comme un ensemble homogène, ainsi qu'un manque d'études menées dans des contextes autres que les États-Unis, notamment au Canada.

Dans ce contexte, la présente thèse avait pour objectif général de documenter et d'expliquer les écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle au sein de la population canadienne, en distinguant deux dimensions de l'orientation sexuelle (auto-identification et comportements) et en utilisant une mesure composite de la santé mentale globale. Les deux articles empiriques ont permis d'explorer, premièrement, les variations du niveau de santé mentale selon les différentes dimensions de l'orientation sexuelle, et deuxièmement, les mécanismes sous-jacents à ces écarts, à travers le rôle du stress perçu, du soutien social et de leur interaction. En s'appuyant sur des données représentatives de la population canadienne, ce travail contribue à enrichir les connaissances sur les inégalités en santé mentale selon l'orientation sexuelle et propose une lecture nuancée de ces dynamiques dans un contexte canadien. Le présent chapitre propose une discussion intégrative des principaux résultats, en les replaçant dans les débats théoriques actuels et en examinant leurs implications méthodologiques, épistémologiques et cliniques.

#### **4.1 Synthèse des résultats**

Tout d'abord, grâce à des analyses factorielles exploratoires, nous avons constitué une mesure intégrée de la santé mentale globale en moyennant les valeurs normalisées de plusieurs indicateurs disponibles dans l'ESCC. En combinant des mesures du bien-être (satisfaction par rapport à la vie, santé mentale perçue et humeur générale) avec des indicateurs de problèmes de santé mentale (trouble de l'humeur, trouble anxieux et risque suicidaire), cette mesure multidimensionnelle permet d'estimer de manière plus complète et nuancée de l'état de santé mentale des répondant.e.s et évite une lecture unidimensionnelle centrée uniquement sur la pathologie. Dans ce chapitre final de la thèse, nous discuterons des raisons

pour lesquelles cette mesure peut être utile ou avantageuse comparativement à d'autres mesures de santé mentale existantes.

Ensuite, les analyses sur les écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle confirment que de mesurer le comportement sexuel en plus de l'auto-identification sexuelle permet de mieux expliquer les variations dans les niveaux de santé mentale globale. Toutefois, les résultats suggèrent que le décalage entre ces deux dimensions — c'est-à-dire le fait d'avoir un comportement sexuel *off-script* par rapport à son auto-identification — n'affecte pas de façon significative la santé mentale globale. Ainsi, il semble préférable de considérer et interpréter ces deux dimensions de l'orientation sexuelle comme ayant des effets additifs et indépendants.

Si on adopte effectivement ce cadre d'analyse, les disparités de santé mentale selon l'orientation sexuelle se déclinent comme suit dans notre échantillon : sur le plan de l'orientation sexuelle auto-identifiée, tel qu'attendu, les personnes s'identifiant comme hétérosexuelles rapportent une meilleure santé mentale globale que celles qui s'identifient comme gaies, lesbiennes ou bisexuelles. Les personnes s'identifiant comme bisexuelles semblent particulièrement vulnérables, avec des niveaux de santé mentale significativement plus faibles que les personnes hétérosexuelles *on-script* ou gaies/lesbiennes *on-script*, et ce, même lorsque leur comportement sexuel est monosexuel.

Sur le plan de l'orientation sexuelle comportementale, les résultats sont plus nuancés et parfois contre-intuitifs. Les répondant.e.s ayant eu des partenaires exclusivement de l'autre genre dans la dernière année — ce qui correspond au script hétéronormatif — n'avaient pas nécessairement la meilleure santé mentale. En effet, celles et ceux ayant eu exclusivement des partenaires du même genre rapportaient une meilleure santé mentale en moyenne. Ainsi, les répondant.e.s hétérosexuel.le.s ayant eu exclusivement des partenaires du même genre présentaient une meilleure santé mentale que leurs homologues *on-script*. En revanche, les répondant.e.s qui n'avaient eu aucun partenaire sexuel dans la dernière année affichaient les niveaux de santé mentale globale les plus faibles. Cela suggère que l'absence de relations sexuelles — pouvant signaler un isolement relationnel — serait particulièrement coûteuse sur le plan de la santé mentale, toutes orientations confondues. À l'inverse, le partenariat sexuel, quel qu'il soit, pourrait agir comme facteur de protection. Ces éléments seront discutés davantage plus loin dans le présent chapitre.

Finalement, en ce qui concerne les pistes explicatives, les analyses ont révélé que le stress et le soutien social expliquent une partie des disparités de santé mentale globale selon l'orientation sexuelle,

particulièrement chez les personnes s'identifiant comme bisexuelles et celles n'ayant pas eu de relations sexuelles dans les 12 derniers mois. Ces deux groupes rapportent davantage de stress et un moindre soutien social, ce qui contribue en partie à leurs niveaux plus faibles de santé mentale. Toutefois, la portion des écarts expliquée par ces variables demeure limitée, ce qui sera discuté plus en détail dans ce chapitre. De même, l'interaction entre les deux médiateurs est globalement significative dans l'échantillon, mais elle n'explique les écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle que pour les personnes n'ayant pas eu de relations sexuelles dans les 12 derniers mois – soit la catégorie la moins conceptuellement liée à l'orientation sexuelle. Cette variable d'interaction entre les médiateurs apparaît donc moins pertinente pour expliquer les disparités de santé mentale selon l'orientation sexuelle.

Nous notons dans nos résultats que les tendances générales sont similaires chez les hommes et les femmes, et seules des différences de magnitude se présentent dans certains cas. Par exemple, l'effet négatif de l'auto-identification bisexuelle est plus prononcé chez les femmes, tandis qu'avoir une orientation sexuelle *on-* ou *off-script* semble légèrement plus important chez les hommes. Le rôle médiateur du soutien social chez les personnes bisexuelles, quant à lui, est plus marqué pour les femmes que pour les hommes.

Dans l'ensemble, ces résultats soutiennent la pertinence d'aborder les écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle de manière multidimensionnelle et nuancée, tant dans la mesure de l'orientation sexuelle que dans l'analyse des mécanismes explicatifs. Ils ouvrent également la voie à une discussion plus large sur la conceptualisation et la mesure de la santé mentale et de l'orientation sexuelle, sur les limites des modèles explicatifs existants, ainsi que sur les implications théoriques, méthodologiques et cliniques de ces constats, ce à quoi s'attardent les prochaines sections.

#### 4.2 Mesurer la santé mentale globale

L'opérationnalisation du concept de santé mentale constitue un enjeu méthodologique central dans les sciences sociales et de la santé. Dans les études portant sur les liens entre orientation sexuelle et santé mentale, les indicateurs retenus varient beaucoup : ils incluent aussi bien des diagnostics cliniques que des indicateurs de bien-être, de détresse psychologique, de limitations fonctionnelles ou encore de risque suicidaire (Caplan, 2017 ; Debien *et al.*, 2020 ; Garbarski, 2021 ; Gattis *et al.*, 2012 ; Hsieh, 2014 ; Krueger *et al.*, 2018 ; Krueger et Upchurch, 2019 ; Lefevor *et al.*, 2022 ; Lindley *et al.*, 2012 ; Lourie et Needham, 2017 ; Schick *et al.*, 2012 ; Sweetman, 2019). Dans le cadre de cette thèse, une mesure intégrée de la santé mentale globale a été développée à partir des données de l'ESCC, en moyennant les valeurs normalisées

d'indicateurs pertinents qui saturaient sur le même facteur. Cette mesure combine à la fois des éléments de bien-être et des marqueurs de problèmes de santé mentale, permettant ainsi d'appréhender la santé mentale comme un construit plus global. Ce choix méthodologique s'appuie sur des cadres théoriques contemporains, notamment le modèle des deux continuums proposé par Keyes (2005), qui distingue la présence de troubles de santé mentale et la présence de bien-être psychologique, émotionnel et social. Ce modèle remet en question l'approche traditionnelle, largement issue de la psychiatrie, qui se concentre sur les diagnostics cliniques (comme ceux du DSM-5), en soulignant qu'une proportion importante de personnes sans diagnostic formel présentent néanmoins un faible niveau de bien-être, avec des conséquences fonctionnelles comparables à celles d'un trouble mental. En intégrant à la fois des indicateurs de bien-être subjectif (comme la satisfaction à l'égard de la vie, l'humeur générale et la santé mentale perçue) et des marqueurs de détresse psychologique (trouble de l'humeur, trouble anxieux, risque suicidaire), la mesure de santé mentale globale développée dans ce projet s'inscrit dans l'esprit de la définition de la santé mentale proposée par l'Organisation mondiale de la santé (2005), qui ne se limite pas à l'absence de maladie, mais inclut également des aspects positifs liés au bien-être et au fonctionnement global de l'individu.

Cette approche présente plusieurs avantages notables. D'abord, en termes de validité de critère — soit la capacité d'une mesure à distinguer des groupes selon des différences attendues théoriquement ou empiriquement (André *et al.*, 2016) — la mesure a permis de faire émerger des écarts cohérents avec les études précédentes s'intéressant aux écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle. Par exemple, l'effet délétère d'une auto-identification bisexuelle et celui de l'absence de partenaires sexuels dans la dernière année ont été corroborés, de même que la médiation de ces deux effets par le stress et le soutien social (Ein-Dor et Hirschberger, 2012 ; Feinstein et Dyar, 2017 ; Hsieh, 2014 ; Krueger *et al.*, 2018 ; Ross *et al.*, 2018 ; San Francisco Human Rights Commission LGBT Advisory Committee, 2011). Ces résultats soutiennent la pertinence de la mesure pour détecter des inégalités sociales bien documentées. Ensuite, sur le plan de la validité de construit — qui renvoie à la capacité d'un instrument à bien refléter le concept qu'il est censé mesurer (André *et al.*, 2016) —, la mesure de santé mentale globale capte simultanément des aspects de détresse psychologique et de bien-être subjectif et social, qui sont souvent étudiés de manière indépendante. Leur combinaison dans un même score permet d'obtenir un portrait plus riche de la santé mentale et de capter des variations plus subtiles de l'expérience psychologique.

Ainsi, la mesure de santé mentale globale développée dans le cadre de cette thèse représente un outil cohérent sur le plan conceptuel et utile empiriquement pour documenter les inégalités sociales liées à l'orientation sexuelle. D'autres études, comme celle de Gilmour (2019), ont également utilisé une conceptualisation élargie de la santé mentale (i.e., incluant autant des mesures de santé mentale positive que de problèmes de santé mentale), en accord avec l'approche de Keyes (2005). En tenant compte à la fois d'indicateurs du bien-être et de la détresse, un tel type de mesure permet de dépasser les approches plus spécifiques traditionnellement utilisées.

Notre mesure de santé mentale globale présentait aussi certaines limites déterminées par les variables disponibles dans l'ESCC. Plusieurs études sur le bien-être psychosocial (Deci et Ryan, 2008 ; Henderson et Knight, 2012 ; Ryan et Deci, 2001) reconnaissent deux aspects principaux du bien-être, soit le bien être hédonique (se sentir bien) et le bien-être eudémonique (sentir que l'on fonctionne bien). Les variables de bien-être disponibles dans l'ESCC représentaient essentiellement le bien-être hédonique. Il serait évidemment pertinent de tenir compte des aspects eudémoniques du bien-être dans les études sur la santé LGBTQ+. Aussi, nous avons eu à écarter une mesure de dépression car elle présentait un taux très élevé de données manquantes (i.e., 53 %), ce qui a pu réduire le nombre d'aspects de la santé mentale globale couverts par la mesure. Cependant, l'impact de cette décision est probablement faible puisque la dépression était corrélée avec la majorité des autres indicateurs de santé mentale globale utilisés.

#### 4.3 La mesure de l'orientation sexuelle en recherche

La présente section examine les forces et les limites liées à la manière dont l'orientation sexuelle a été mesurée dans le présent projet, en lien avec notre cadre théorique et les perspectives issues de la littérature scientifique. Plus précisément, nos résultats nous amènent à rejeter l'utilité du modèle *on-/off-script* pour capturer les inégalités de santé mentale, du moins pour l'intersection entre l'orientation sexuelle auto-identifiée et comportementale. Ce constat tend à nous éloigner d'une explication intra-individuelle de l'impact combiné des dimensions de l'orientation sexuelle sur la santé mentale, telle que l'hypothèse d'une dissonance cognitive générée par l'écart entre comportements sexuels et orientation sexuelle auto-identifiée (Festinger, 1957), et remet en doute le coût psychologique hypothétique de s'éloigner de la norme *on-script*, au-delà des effets spécifiques associés à chacune des deux dimensions de l'orientation sexuelle mesurées.

#### 4.3.1 Mesure incomplète du modèle tridimensionnel : implications pour l'étude des effets de la discordance

L'orientation sexuelle peut être définie de plusieurs façons. Dans ce projet, nous avons adopté le modèle tridimensionnel de l'orientation sexuelle, qui est axé sur le genre (le genre du/de la répondant.e vs celui de ses partenaires réel.le.s ou potentiel.le.s) et qui est composé de l'auto-identification, des comportements et des attirances (Beaulieu-Prévost et Fortin, 2015 ; National Research Council, 2011). Dans la base de données de l'ESCC, nous n'avions accès qu'à deux des trois dimensions, l'attirance n'ayant pas été mesurée. Cela signifie que les interactions entre les dimensions de l'auto-identification et des comportements ont pu être examinées en détail, mais les interactions auto-identification/attirances et comportements/attirances restent à explorer. En effet, il est possible que l'impact d'une discordance entre l'auto-identification et les attirances sexuelles sur la santé mentale soit plus marqué que celui d'une discordance entre l'auto-identification et les comportements sexuels puisque l'auto-identification et l'attirance sont toutes deux des variables cognitives, et non comportementales. Cette hypothèse s'appuie sur la théorie de la dissonance cognitive (Festinger, 1957), selon laquelle la co-occurrence de cognitions incompatibles génère un inconfort psychologique. Lorsque l'orientation sexuelle auto-identifiée entre en contradiction avec les attirances ressenties, la dissonance pourrait être particulièrement marquée, car elle met en conflit deux dimensions centrales et relativement stables du soi : l'identité subjective et les désirs affectifs ou érotiques. Contrairement aux comportements sexuels, qui peuvent être temporairement rationalisés ou contextualisés, les attirances sont plus difficilement modifiables ou réprimables, ce qui pourrait rendre la réduction de la dissonance plus complexe et l'inconfort plus persistant. En effet, la dissonance cognitive entraînerait un état affectif désagréable qui pousse à le réguler (Harmon-Jones, 2000). Lorsque la source de la dissonance est profondément enracinée dans le vécu personnel, comme c'est le cas des attirances sexuelles, cette régulation deviendrait plus difficile. Ainsi, la dissonance entre auto-identification et attirances pourrait avoir un impact plus délétère sur la santé mentale que celle entre auto-identification et comportements, notamment parce qu'elle touche plus directement au noyau identitaire et au ressenti intime de l'individu. En ce sens, l'hypothèse explicative de la dissonance cognitive s'appliquerait probablement plus fortement dans les cas où les discordances concernent deux dimensions introspectives et mentalisées du modèle tridimensionnel de l'orientation sexuelle — soit l'auto-identification et les attirances — que dans ceux impliquant des comportements, qui sont plus facilement externalisables et contextualisables.

Les chercheur.e.s qui se sont intéressé.e.s à l'impact d'avoir une orientation sexuelle *off-script* sur la santé mentale et qui avaient accès à la dimension de l'attirance ont souvent regroupé, dans leurs analyses, les répondant.e.s présentant une discordance entre l'auto-identification et les comportements avec celles et ceux présentant une discordance entre l'auto-identification et les attirances (e.g., Caplan, 2017 ; Debien *et al.*, 2020 ; Lefevor *et al.*, 2022 ; Lourie et Needham, 2017). Les seul.e.s qui ont comparé les tailles d'effet entre ces deux groupes, à notre connaissance, sont Gattis *et al.* (2012), dans une étude populationnelle américaine où ils et elles ont comparé les risques de troubles de santé mentale ou d'usage de substances chez des personnes hétérosexuelles *off-script* sur le plan des comportements vs sur le plan des attirances. Ils et elles ont toutefois observé que le fait d'avoir une orientation sexuelle *off-script* sur le plan de l'attirance semble légèrement moins délétère que sur le plan des comportements. Ces résultats se limitent toutefois aux personnes s'identifiant comme hétérosexuelles.

Notre étude a démontré qu'au-delà des effets cumulatifs associés à l'auto-identification et au comportement sexuel, le fait d'avoir un comportement *off-script* n'ajoute essentiellement rien. Cependant, la question des attirances *off-script* reste à explorer, particulièrement pour les personnes LGB. Il apparaît donc pertinent de répliquer ces analyses dans un échantillon populationnel disposant de mesures pour les trois dimensions de l'orientation sexuelle.

Une dernière limite de notre mesure d'orientation sexuelle était que le comportement sexuel n'était mesuré que dans la dernière année, ce qui limite les chances d'avoir plus d'un partenaire, et donc d'avoir eu des partenaires des deux genres durant la période examinée. Cette mesure a donc probablement réduit la proportion des individus catégorisés comme ayant eu des partenaires des deux genres et augmenté la proportion des personnes sans partenaires par rapport à une mesure qui aurait couvert deux ou trois ans.

#### 4.3.2 Limites du modèle *on-/off-script* face à la diversité des orientations sexuelles et des identités de genre

Le modèle *on-/off-script* de l'orientation sexuelle, tout comme les principales étiquettes d'orientation sexuelle auto-identifiées sont basés sur une compréhension binaire du genre. Par conséquent, l'application de ce modèle pour les personnes au genre fluide ou non-binaire reste limitée. Par exemple, une personne non-binaire qui s'identifie comme hétérosexuelle est-elle attirée par les hommes, les femmes, ou par les personnes binaires (soit les hommes et les femmes)? Ou bien est-ce que cette personne non-binaire base son hétérosexualité sur son sexe attribué à la naissance? En fait, les réponses varient probablement d'une personne non-binaire à l'autre. Il devient alors difficile d'interpréter sans équivoque quels comportements

et quelles attirances seraient *off-script* en fonction de l'auto-identification sexuelle pour les personnes non-binaires. Le modèle *on-/off-script* ne semble donc pas être un bon modèle pour étudier les écarts de santé mentale pour les personnes de la diversité de genre.

L'orientation sexuelle est une réalité complexe qu'il peut être difficile de mesurer entièrement. Un des modèles alternatifs, la théorie des configurations sexuelles (*Sexual Configurations Theory*) de van Anders (2015), est prometteur et n'a pas pu être adopté entièrement dans ce projet de recherche à cause des limites de variables disponibles dans l'ESCC. Notamment, ce modèle met en lumière le fait que les préférences sexuelles peuvent diverger des scripts normatifs sur plusieurs plans, et pas uniquement en ce qui concerne le genre des partenaires. Ce cadre permet de représenter des configurations sexuelles minoritaires concernant le nombre préféré de partenaires (monogamie vs non-monogamie consensuelle), le type de relation désiré (intention érotique vs romantique), et d'autres paramètres liés par exemple aux pratiques sexuelles (e.g., auto-identification *kinky*). Il souligne ainsi que les préférences sexuelles peuvent s'écarter des scripts dominants dans des sphères multiples, et pas seulement en termes de genre des partenaires. Cette approche permet notamment de représenter des configurations sexuelles minoritaires ou marginalisées – par exemple, des individus qui privilégient des relations multiples mais platoniques, ou ceux qui ne ressentent du désir sexuel que dans des contextes relationnels spécifiques (comme les personnes demisexuelles). Contrairement aux modèles traditionnels, la théorie des configurations sexuelles considère la sexualité comme une configuration dynamique, façonnée par l'expérience et évolutive dans le temps. C'est une théorie qui permet de représenter une grande diversité de configurations sexuelles, incluant celles des personnes non-binaires. Cependant, les implications analytiques de la théorie des configurations sexuelles ne sont pas très claires au-delà du fait qu'elle demande idéalement de mesurer plusieurs aspects de la configuration sexuelle.

Cela dit, peu importe le modèle de l'orientation sexuelle adopté (tridimensionnel et axé sur le genre, ou celui de van Anders), il apparaît que l'expérience qu'un individu a de son orientation sexuelle est complexe et subjective, que l'orientation sexuelle n'est définitivement pas unidimensionnelle, et qu'il est important de la mesurer de la façon la plus complexe possible pour mieux refléter la réalité et ainsi mieux comprendre ses liens avec la santé mentale. Certaines limites du présent projet de recherche s'expliquent par le compromis à faire lorsqu'on travaille avec des données populationnelles. En effet, la représentativité et la puissance statistique permises par ce genre d'échantillon, issues entre autres du grand nombre de participant.e.s, limitent le nombre de variables disponible à cause des ressources nécessaires pour

administrer le questionnaire aux milliers de participant.e.s recruté.e.s. Cela implique qu'on n'a pas toujours toutes les mesures qu'on voudrait pour répondre à nos questions de recherche. Dans cette perspective, certaines améliorations à l'ESCC (ou toute autre enquête populationnelle) pourraient être envisagées pour mieux refléter la complexité des expériences sexuelles et relationnelles, sans alourdir excessivement le fardeau pour les répondant.e.s. Par exemple, en plus d'une mesure d'attirance sexuelle, pourraient être ajoutées 1) une question sur l'importance accordée au sexe/genre dans le choix de partenaires, afin d'identifier les personnes pour qui le genre n'est pas une dimension centrale de l'orientation sexuelle, 2) une mesure du type de relation désirée, par exemple demander si l'attirance ressentie envers autrui est de nature plutôt érotique, romantique, les deux ou aucun intérêt pour un partenaire, et 3) une mesure simple des préférences en termes de nombre de partenaires, notamment l'ouverture à des relations multiples ou à des formes de non-monogamie, qu'elles soient hiérarchisées ou non.

Ces ajustements, tout en restant compatibles avec les contraintes d'un questionnaire de grande envergure, pourraient améliorer la capacité des chercheur.e.s à explorer les liens entre l'orientation sexuelle et le bien-être psychologique, et à mieux cerner les processus à l'origine des inégalités de santé mentale au sein des populations LGBTQ+.

#### 4.3.3 Orientation sexuelle comportementale : l'absence de partenaire dans la dernière année

Lorsqu'on s'intéresse à l'orientation sexuelle comportementale, il peut sembler contre-intuitif d'y inclure les personnes n'ayant eu aucun partenaire sexuel au cours de la dernière année. En effet, cette absence ne renvoie pas, en soi, à une orientation sexuelle — c'est-à-dire au genre des partenaires sexuels — mais plutôt à une dimension temporelle ou contextuelle de la sexualité. Le célibat sexuel, qu'il soit choisi ou subi, ne signifie pas nécessairement l'absence d'attirances sexuelles ni de comportements sexuels dans le passé. Cela est particulièrement pertinent dans le contexte de cette étude, puisque notre échantillon excluait déjà les personnes n'ayant jamais eu de partenaires sexuels.

Le lien entre l'absence de partenaire et l'orientation sexuelle aurait été plus explicite si l'échantillon avait permis d'inclure un nombre suffisant de personnes s'auto-identifiant sur le spectre de l'asexualité (p. ex. asexuel.le, gris-sexuel.le, demi-sexuel.le). En effet, si ces répondant.e.s avaient été suffisamment nombreux/nombreuses pour les règles de sortie de Statistique Canada, il aurait été possible de créer des catégories *on-/off-script* combinant ces auto-identifications avec la présence ou l'absence de partenaires

dans la dernière année. Cela aurait permis d'examiner si l'absence d'activité sexuelle est en phase avec les identifications personnelles, ou au contraire si elle constitue un décalage significatif, potentiellement associé à de la détresse psychologique.

Malgré cela, prendre en compte l'absence de partenaire permet d'observer indirectement les effets associés à la présence ou non de partenariat sexuel — partenariat qui est souvent aussi relationnel et intime. De manière notable, les résultats ont montré que les effets bénéfiques liés à la présence d'un partenaire étaient plus marqués chez les personnes ayant un partenaire de même genre que chez celles ayant un partenaire de genre différent. Cela souligne l'importance particulière que peut avoir le partenariat pour les minorités sexuelles. Plusieurs mécanismes explicatifs peuvent être envisagés pour comprendre cette différence. D'abord, les personnes issues des minorités sexuelles pourraient bénéficier davantage du soutien social offert par un partenaire, dans un contexte où elles sont plus exposées à la stigmatisation et au stress minoritaire (Cabral et Pinto, 2023 ; Meyer, 2003). Ce soutien constitue d'ailleurs un facteur protecteur reconnu, notamment pour atténuer les effets négatifs de la discrimination (Cohen, 2004 ; Cohen et Wills, 1985 ; Ding *et al.*, 2020 ; Graham et Barnow, 2013 ; Hill *et al.*, 2010 ; Joseph *et al.*, 1992 ; Yang *et al.*, 2010). De plus, le fait d'être en couple pourrait aussi refléter un certain degré d'acceptation de soi et de visibilité publique de son orientation sexuelle. Or, des études ont démontré que cette affirmation de soi est associée à une meilleure santé mentale en réduisant notamment le stress lié à la dissimulation de l'orientation sexuelle (Pachankis *et al.*, 2020), particulièrement dans un environnement social soutenant l'autonomie (Legate *et al.*, 2012).

#### 4.4 Comprendre les mécanismes liant l'orientation sexuelle à la santé mentale

Dans notre échantillon, le stress perçu et le soutien social ont expliqué une proportion plus faible que prévu des inégalités de santé mentale selon l'orientation sexuelle. Le chapitre 3 a déjà amorcé la discussion sur les raisons possibles, en abordant notamment des enjeux méthodologiques (liés à la mesure de la variable dépendante et des médiateurs) et conceptuels (liés à l'existence potentielle d'autres variables médiatrices). Ces réflexions sont approfondies ici.

##### 4.4.1 Mesure du soutien social et du stress

Une de nos hypothèses pour expliquer les inégalités de santé mentale liées à l'orientation sexuelle était que le soutien social perçu pourrait agir comme médiateur. Plusieurs études ont en effet montré que les personnes de minorités sexuelles rapportent moins de soutien social que les personnes hétérosexuelles

(Bos *et al.*, 2008 ; Saewyc, 2011), ce qui pourrait contribuer aux écarts de santé mentale observés. Toutefois, l'accès au soutien social semble aussi modulé par l'auto-identification : par exemple, les personnes s'identifiant comme gaies/lesbiennes rapportent un réseau de soutien plus vaste que les personnes hétérosexuelles ayant eu des comportements homosexuels (Hsieh, 2014), possiblement en raison d'un meilleur accès à des communautés affinitaires ou d'un sentiment d'appartenance plus fort. Pourtant, dans nos analyses, la médiation par le soutien social n'était statistiquement significative que pour les personnes s'identifiant comme bisexuelles et celles n'ayant pas eu de relations sexuelles dans les 12 derniers mois. Cela suggère que l'accès au soutien social ou à des communautés d'appartenance ne dépend pas uniquement de l'orientation sexuelle, mais aussi d'un ensemble de dimensions identitaires, contextuelles et relationnelles. Par exemple, la probabilité qu'une personne développe un réseau social composé d'autres membres de minorités sexuelles peut dépendre de son niveau d'auto-acceptation, de son degré dévoilement (être « out » ou non), du contexte socioculturel dans lequel elle évolue, ou encore de son exposition antérieure à des environnements LGBTQ+ inclusifs. En effet, l'auto-acceptation et le dévoilement de l'orientation sexuelle seraient associés à un plus grand accès au soutien social, notamment auprès de communautés LGBTQ+ (Reyes *et al.*, 2023 ; Zhang *et al.*, 2021). Ces milieux offrent des espaces où l'orientation sexuelle peut être reconnue et valorisée, ce qui brise l'isolement et renforce le sentiment d'appartenance (Frost et Meyer, 2012 ; Snapp *et al.*, 2015). Des recherches ont démontré que le soutien provenant de pairs partageant une identité marginalisée aurait des effets bénéfiques plus marqués sur la santé mentale que le soutien général (Doty *et al.*, 2010 ; Mereish et Poteat, 2015). Cependant, dans les enquêtes populationnelles générales, les mesures de soutien social utilisées ne permettent souvent pas de distinguer entre les différentes sources de soutien, ce qui peut masquer les effets spécifiques d'un accès à des communautés affinitaires ou d'un plus grand sentiment d'appartenance communautaire.

Notre autre hypothèse pour expliquer les inégalités de santé mentale liées à l'orientation sexuelle était que le stress perçu jouerait aussi un rôle central dans la médiation de ces inégalités. Cette hypothèse s'inscrit dans le cadre du modèle du stress minoritaire (Meyer, 2003), et a été partiellement testée par Krueger *et al.* (2018). Leurs résultats suggèrent que le stress perçu constituerait un mécanisme plausible pour expliquer les liens entre orientation sexuelle et santé mentale. Toutefois, encore une fois, dans nos analyses, la médiation par le stress perçu n'était statistiquement significative que pour les personnes s'identifiant comme bisexuelles et celles n'ayant pas eu de relations sexuelles dans les 12 derniers mois. Cela nous mène à penser que notre mesure du stress n'était peut-être pas assez spécifique et qu'elle pourrait bénéficier d'un raffinement conceptuel et méthodologique afin de mieux capter les effets

spécifiques de la discrimination, de l'homophobie, de la biphobie ou du stress minoritaire plus largement. Le stress quotidien perçu, tel que mesuré ici, capture un état subjectif général, mais ne permet pas d'identifier les sources spécifiques de ce stress, ni sa chronicité ou sa nature cumulative. Or, plusieurs chercheurs.e.s distinguent le stress quotidien général (liées au travail, à la vie personnelle, etc.) du stress minoritaire lié à l'orientation sexuelle, ce dernier étant plus insidieux, cumulé et durable. Par exemple, les expériences de discrimination basées sur l'orientation sexuelle ou le genre, incluant les micro-agressions, sont corrélées à la plus grande détresse émotionnelle chez les personnes LGB comparativement aux personnes hétérosexuelles (Mays et Cochran, 2001 ; Mongelli *et al.*, 2019). Krueger *et al.* (2018, 2020) ont approfondi cette distinction en examinant séparément le stress perçu, les événements de vie stressants et les expériences de discrimination liées à l'orientation sexuelle. Leurs résultats montrent que ces différentes formes de stress contribuent de manière différenciée aux inégalités de santé mentale, les stressors spécifiquement liés à l'identité sexuelle jouant un rôle médiateur particulièrement marqué chez les minorités sexuelles. En pratique, cela suggère que la simple évaluation du « stress quotidien perçu » pourrait être insuffisante : elle ne capte ni la chronicité ni la source du stress. Au contraire, des questionnaires spécifiquement conçus pour mesurer le stress minoritaire, tels que le *Daily Heterosexist Experiences Questionnaire* (Balsam *et al.*, 2013) et le *LGBT Minority Stress Measure* (e.g., Bruce *et al.*, 2012), incluent des sous-échelles dédiées à la victimisation, à la vigilance anticipatoire, à la dissimulation de l'orientation sexuelle, aux micro-agressions et à l'homophobie intériorisée. Ces instruments, validés auprès de populations LGBTQ+, permettraient de capter de manière plus fine et contextualisée les formes de stress liées à l'orientation sexuelle ou l'identité de genre, qui échappent aux mesures de stress général. Finalement, sur le plan méthodologique, plusieurs travaux recommandent d'intégrer des marqueurs biologiques du stress afin de confronter les indicateurs subjectifs à des conséquences biologiques mesurables, offrant une évaluation plus complète du phénomène. Par exemple, Juster *et al.* (2010, 2015, 2019) ont montré que la mesure de la charge allostatique capte l'usure physiologique liée au stress chronique, ce qui constitue une voie prometteuse pour mieux comprendre les impacts sur la santé des minorités sexuelles.

En somme, bien que le stress perçu et le soutien social soient des prédicteurs reconnus de la santé mentale, nos résultats suggèrent que leur rôle de médiateurs dans les inégalités de santé mentale selon l'orientation sexuelle serait partiel, voire limité. Cela pourrait s'expliquer par une opérationnalisation trop générale de ces variables dans cette enquête populationnelle, qui ne permet peut-être pas de capturer la complexité des vécus minoritaires.

#### 4.4.2 Limites associées à la mesure de la santé mentale globale

La mesure de santé mentale globale a été développée de façon adéquate, et elle a mené à des résultats différenciés selon l'orientation sexuelle, tel qu'attendu. Cependant, il est possible que les faibles effets de médiations aient été le résultat de différentes temporalités entre la mesure de santé mentale et les deux médiateurs potentiels. En effet, certains des indicateurs qui la composent, comme les diagnostics psychiatriques, pourraient avoir été posés il y a plusieurs années et ne pas refléter l'état actuel de la personne. Par conséquent, notre mesure pourrait s'être avérée moins sensible aux fluctuations récentes de la santé mentale, comme celles induites par un stress contextuel ou un changement de niveau de soutien social au cours des dernières semaines, tels qu'ils ont été mesurés dans cette thèse. La mesure de santé mentale globale contient donc des éléments relevant d'une trajectoire générale qui pourrait davantage être corrélée à des expériences d'adversité précoce (p.ex., tel que mesuré par le questionnaire *Adverse childhood experiences* ; Felitti *et al.*, 1998) ou des mesures de stress chronique/cumul de vulnérabilité (p.ex., tel que mesuré par le *Life events and difficulties schedule* ; Brown et Harris, 1978), plutôt qu'à des variables médiatrices reflétant le passé récent. Il est donc possible que, dans les items composant notre mesure de santé globale, la présence d'items référant plus à l'historique qu'à l'état actuelle ait diminué les corrélations avec les mesures de stress actuel et de soutien dans les dernières semaines, et par conséquent l'ampleur des effets de médiation.

#### 4.4.3 Une variable médiatrice tierce : le degré de dévoilement

Une autre explication possible au rôle limité de nos médiateurs (stress perçu et soutien social) dans les inégalités de santé mentale selon l'orientation sexuelle serait l'absence d'une variable médiatrice tierce : le degré de dévoilement de l'orientation sexuelle. L'interaction entre l'orientation sexuelle auto-identifiée et l'orientation sexuelle comportementale pourrait, en apparence, suggérer la mesure d'une forme d'incarnation sociale de l'identité sexuelle — c'est-à-dire le fait d'assumer ouvertement ou non ses attirances ou ses partenaires auprès d'autrui. Toutefois, les réponses déclarées dans l'ESCC ne permettent pas de savoir dans quelle mesure les répondant.e.s sont effectivement « out » dans leur vie quotidienne. S'identifier comme lesbienne, gai ou bisexuel dans une enquête gouvernementale ne signifie pas nécessairement que cette identité est connue ou exprimée dans l'environnement social, familial ou professionnel. Pour mieux comprendre l'impact du dévoilement sur la santé mentale, il conviendrait d'inclure plutôt des mesures directes du dévoilement de l'orientation sexuelle, telles que l'*Outness Inventory* (Mohr et Fassinger, 2000), qui permet de cartographier à qui et dans quels contextes une

personne est « out ». Ce type d'approche est essentiel pour capter la variabilité contextuelle du dévoilement et les coûts psychologiques potentiels de la dissimulation.

Plusieurs travaux ont en effet documenté les effets psychologiques du dévoilement. Legate *et al.* (2012) ont montré que la pression à la non-divulgation peut nuire au bien-être, en compromettant la satisfaction des besoins fondamentaux d'autonomie, de compétence et de lien social. À l'inverse, la divulgation volontaire dans un environnement social soutenant l'autonomie serait associée à une meilleure santé psychologique. De façon complémentaire, Pachankis *et al.* (2020) soulignent que la dissimulation chronique de l'orientation sexuelle est liée à une augmentation de l'anxiété, de la dépression et de la détresse psychologique, en raison de processus tels que la vigilance constante, l'autosurveillance, et une moindre congruence identitaire. Ces constats sont également appuyés par une étude transnationale récente menée dans 85 pays, qui montre que la dissimulation est significativement associée à une plus grande solitude sociale, médiée par l'anxiété et l'inhibition des interactions sociales (Elmer *et al.*, 2022).

En somme, le fait d'être « out » ou non constituerait une variable intéressante, susceptible de moduler à la fois l'exposition au stress et l'accès au soutien. Son intégration dans les modèles de médiation enrichirait considérablement l'analyse des inégalités de santé mentale.

#### 4.4.4 Expliquer l'effet protecteur des partenaires du même genre sur la santé mentale

Un des apports intéressants et novateurs du présent projet de recherche concerne l'effet protecteur associé au fait d'avoir eu exclusivement des partenaires sexuels du même genre au cours des 12 derniers mois sur la santé mentale, alors que l'on contrôle pour l'orientation sexuelle auto-identifiée. Nos analyses suggèrent que cet effet existe indépendamment du stress perçu et du soutien social, ce qui s'avère surprenant au regard des modèles explicatifs existants. En effet, deux mécanismes médiateurs semblaient a priori plausibles. D'une part, on aurait pu croire que le fait d'avoir des comportements homosexuels sans revendiquer d'identité minoritaire protège du stress en réduisant l'exposition à la stigmatisation liée à l'auto-identification. Cette idée s'appuie notamment sur le modèle du stress minoritaire, selon lequel l'auto-identification comme LGB pourrait entraîner une exposition accrue à des stresseurs distaux tels que la discrimination, les micro-agressions ou le rejet, reconnus pour leur impact délétère sur la santé mentale (Hatzenbuehler, 2009 ; Meyer, 2003). D'autre part, on aurait pu postuler que les personnes qui s'identifient comme LGB et qui actualisent leur orientation sexuelle à travers des comportements avec des partenaires du même genre bénéficient d'un meilleur accès au soutien social provenant de communautés

LGBTQ+, un soutien particulièrement protecteur pour la santé mentale (Snapp *et al.*, 2015 ; Toomey *et al.*, 2011). Or, dans le présent modèle, ni le stress perçu ni le soutien social n'expliquent l'effet observé, ce qui suggère l'intervention de mécanismes alternatifs.

Une première hypothèse alternative est que les personnes ayant eu exclusivement des partenaires du même genre au cours de la dernière année bénéficiaient déjà, au moment de l'étude, de certaines ressources psychologiques ou relationnelles qui pourraient favoriser à la fois l'actualisation de leur orientation sexuelle dans la sphère intime et le maintien d'un bon équilibre psychologique. Certaines recherches suggèrent que l'expression ouverte de son orientation sexuelle — notamment par des comportements cohérents avec ses attirances — peut être facilitée lorsqu'une personne a développé un sentiment d'auto-acceptation, une bonne estime de soi ou des habiletés d'affirmation dans des contextes ambigus (Legate *et al.*, 2012), ou lorsqu'elle présente une identité positive claire — comprenant authenticité, appartenance communautaire et relations intimes affirmées (Riggle *et al.*, 2014). Il est donc plausible que ces ressources, loin d'être des attributs innés, aient été acquises avant l'étude, dans des environnements qui ont facilité l'exploration sécurisée de l'identité. Dans ce cas, elles auraient pu servir de catalyseurs pour l'actualisation comportementale, indépendamment du stress ou du soutien social perçu.

Une deuxième piste réside dans les environnements sociaux fréquentés par les personnes ayant eu exclusivement des partenaires du même genre au cours de la dernière année. Le fait d'avoir des partenaires du même genre pourrait refléter une familiarité ou un engagement plus important dans des environnements où les identités LGBTQ+ sont normalisées, comme certains milieux culturels, communautaires ou universitaires. Les écrits sur les environnements affirmatifs montrent que l'exposition à des milieux inclusifs réduit les sentiments de stigmatisation et améliore les indicateurs de santé mentale, même en l'absence d'un soutien social explicite (Elmer *et al.*, 2022). Ces contextes pourraient offrir une validation implicite de l'orientation sexuelle, réduisant ainsi la charge cognitive associée à la gestion de l'identité et renforçant le sentiment de sécurité psychologique.

Une troisième hypothèse alternative est que, par rapport aux couples homme-femme, les couples de même genre protégeraient plus contre le stress. Cette idée est d'ailleurs appuyée pas des études récentes qui suggèrent que, par rapport aux couples cisgenres hétérosexuels, les couples de la diversité sexuelle et/ou de genre exprimeraient plus de comportements de soutien positifs face au stress (Jacmin-Park,

Böthe, Juster et Bergeron, 2026) et qu'ils présenteraient une meilleure récupération suite au stress en termes de cortisol (Jacmin-Park, Juster et Bergeron, 2026). Cette hypothèse expliquerait d'ailleurs mieux l'effet positif d'un partenariat de même genre pour les personnes s'identifiant comme hétérosexuelles que l'hypothèse d'un accès au soutien de la communauté LGBTQ+.

Ainsi, l'effet protecteur observé ne semble pas découler uniquement de mécanismes psychologiques traditionnels tels que le stress perçu ou le soutien social perçu, mais pourrait être lié à un ensemble de facteurs personnels et contextuels. Ces résultats invitent à concevoir des modèles plus intégrés de la santé mentale chez les minorités sexuelles, qui tiennent compte à la fois des comportements et des contextes sociaux dans lesquels ils s'expriment.

#### 4.5 Contributions à l'avancement des connaissances et des pratiques

Les travaux présentés dans cette thèse contribuent de manière significative à l'avancement des connaissances scientifiques et à l'évolution des pratiques en santé mentale des minorités sexuelles. D'abord, sur le plan empirique, les études réalisées s'appuient sur un échantillon populationnel de très grande envergure et représentatif de la population canadienne. Elles figurent parmi les premières à explorer les disparités de santé mentale en lien avec deux dimensions distinctes de l'orientation sexuelle — l'auto-identification et le comportement — en plus d'examiner les effets médiateurs du stress perçu et du soutien social.

Nos résultats permettent également de clarifier la pertinence théorique et méthodologique d'adopter une mesure multidimensionnelle de l'orientation sexuelle lorsqu'on cherche à comprendre les inégalités en santé mentale. En effet, les différentes dimensions de l'orientation sexuelle ne sont pas interchangeables, on acquiert une meilleure précision pour prédire les niveaux de santé mentale quand on en mesure plus d'une et celles-ci apparaissent agir de façon plutôt indépendante au sein d'un même individu. Ces résultats soulignent l'importance de ne pas réduire l'orientation sexuelle à une seule facette dans la recherche comme dans l'intervention clinique.

Une contribution particulièrement importante de cette thèse est la mise en lumière des effets différentiels associés aux écarts par rapport aux scripts normatifs, selon qu'ils concernent l'orientation sexuelle auto-identifiée ou comportementale. Les résultats confirment le fort effet délétère associé à l'auto-identification bisexuelle, en partie expliqué par un stress accru et un moindre soutien social. De manière

nouvelle, les analyses montrent également qu'avoir eu exclusivement des relations sexuelles avec des partenaires du même genre au cours de la dernière année constitue un facteur protecteur additionnel et indépendant, dont les effets bénéfiques ne semblent pas expliqués par les niveaux de stress ou de soutien social. Ce constat invite à des pistes de réflexion renouvelées sur les processus sociaux et psychologiques qui sous-tendent le bien-être des personnes issues de minorités sexuelles.

Par ailleurs, les analyses menées ont permis de mieux comprendre la pertinence d'effectuer des analyses différenciées selon le genre. Bien que les effets observés présentent des similarités entre les genres, certaines nuances sur le plan de la magnitude des effets justifient des approches sensibles au genre pour une compréhension plus fine des mécanismes à l'œuvre.

Enfin, cette thèse propose des implications concrètes pour les pratiques cliniques et les politiques publiques, déjà discutées dans les publications associées. Sur le plan clinique, les résultats plaident pour une reconnaissance accrue de la complexité de l'orientation sexuelle dans les interventions psychologiques, sociales et éducatives. Ils soulignent notamment la nécessité de valider les expériences plurielles de l'orientation sexuelle et de réduire l'isolement souvent vécu par les personnes aux configurations moins fréquentes. Sur le plan de la santé publique, ces résultats appuient les efforts de prévention des discriminations basées sur l'orientation sexuelle, en particulier la biphobie, et soulignent l'importance de favoriser le soutien social et l'inclusion des personnes bisexuelles ou pansexuelles dans les espaces LGB.

En somme, cette thèse propose une lecture nuancée et empirique des liens entre orientation sexuelle et santé mentale, et ouvre la voie à des interventions plus sensibles à la diversité des expériences sexuelles et identitaires.

## CONCLUSION

L'objectif général de cette thèse était de mieux comprendre les écarts de santé mentale selon l'orientation sexuelle dans la population canadienne, en mobilisant une approche multidimensionnelle de l'orientation sexuelle et des données populationnelles issues de Statistique Canada. Cette investigation a été faite par l'entremise de deux articles, qui ont servi à explorer, d'une part, les différences de santé mentale globale selon l'orientation sexuelle auto-identifiée et comportementale et, d'autre part, le rôle médiateur du stress perçu et du soutien social dans ces écarts.

Nos résultats ont montré qu'adopter une mesure multidimensionnelle de l'orientation sexuelle est essentiel pour mieux comprendre les disparités de santé mentale. L'orientation sexuelle auto-identifiée et comportementale auraient des effets distincts et cumulatifs, révélant notamment le rôle protecteur inattendu des relations sexuelles exclusivement avec des partenaires du même genre. À l'inverse, l'identification bisexuelle et l'absence d'activités sexuelles récentes seraient associées à une moins bonne santé mentale, en partie en raison d'un stress accru et d'un moindre soutien social. Ces résultats appellent à des interventions cliniques et sociales plus sensibles à la complexité de l'orientation sexuelle, en validant la diversité des expériences et en brisant l'isolement pour les configurations moins fréquentes. Ils renforcent aussi la nécessité, en santé publique, de lutter contre la biphobie et de promouvoir le soutien social et l'inclusion des personnes bisexuelles et pansexuelles dans les espaces LGBTQ+.

Les résultats et analyses présentés dans cette thèse soulèvent plusieurs perspectives de recherche. D'abord, pour mieux comprendre les mécanismes expliquant l'effet différencié de l'orientation sexuelle auto-identifiée et comportementale sur la santé mentale, on pourrait inclure des variables médiatrices telles que le degré de dévoilement de l'orientation sexuelle ou l'exposition à des environnements affirmatifs. L'intégration de la dimension de l'attraction permettrait également de tester plus rigoureusement les effets de la discordance entre les différentes dimensions de l'orientation sexuelle (i.e., l'effet d'une attraction *off-script*). Par ailleurs, nos résultats suggèrent qu'il faut élargir les modèles conceptuels afin de mieux représenter les personnes non-binaires et fluides, et qu'il faut dépasser les définitions de l'orientation sexuelle centrées uniquement sur le genre des partenaires. Dans cette optique, l'application de cadres théoriques alternatifs, tels que la théorie des configurations sexuelles (van Anders, 2015), pourrait ouvrir de nouvelles pistes pour explorer la diversité des expériences sexuelles et relationnelles. Enfin, un meilleur arrimage entre les mesures de santé mentale et les variables explicatives,

tant sur le plan conceptuel que temporel, apparaît essentiel pour raffiner les modèles de médiation et mieux saisir les processus à l'origine des inégalités de santé mentale au sein des minorités sexuelles.

## RÉFÉRENCES

- American College Health Association. (2016). *American College Health Association-National College Health Assessment II: Canadian Reference Group Data Report Spring 2016*. American College Health Association. <https://www.acha.org/documents/ncha/NCHA-II%20SPRING%202016%20CANADIAN%20REFERENCE%20GROUP%20DATA%20REPORT.pdf>
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders: DSM-5* (5<sup>e</sup> éd.). American Psychiatric Association.
- André, N., Loye, N. et Laurencelle, L. (2016). La validité psychométrique : un regard global sur le concept centenaire, sa genèse, ses avatars. *Mesure et évaluation en éducation*, 37(3), 125-148. <https://doi.org/10.7202/1036330ar>
- Bahnsen, M. K., Graugaard, C., Andersson, M., Andresen, J. B. et Frisch, M. (2022). Physical and Mental Health Problems and Their Associations with Inter-Personal Sexual Inactivity and Sexual Dysfunctions in Denmark: Baseline Assessment in a National Cohort Study. *The Journal of Sexual Medicine*, 19(10), 1562-1579. <https://doi.org/10.1016/j.jsxm.2022.07.004>
- Balsam, K. F., Beadnell, B. et Molina, Y. (2013). The Daily Heterosexist Experiences Questionnaire: Measuring Minority Stress Among Lesbian, Gay, Bisexual, and Transgender Adults. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 46(1), 3-25. <https://doi.org/10.1177/0748175612449743>
- Bariola, E., Lyons, A., Leonard, W., Pitts, M., Badcock, P. et Couch, M. (2015). Demographic and Psychosocial Factors Associated With Psychological Distress and Resilience Among Transgender Individuals. *American Journal of Public Health*, 105(10), 2108-2116. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2015.302763>
- Bauer, G. et Jairam, J. (2008). Are Lesbians Really Women Who Have Sex with Women (WSW)? Methodological Concerns in Measuring Sexual Orientation in Health Research. *Women & Health*, 48(4), 383-408. <https://doi.org/10.1080/03630240802575120>
- Beaulieu-Prévost, D. et Fortin, M. (2015). La mesure de l'orientation sexuelle : historique et pratiques actuelles. *Sexologies*, 24(1), 29-34. <https://doi.org/10.1016/j.sexol.2014.05.005>
- Borgogna, N. C., McDermott, R. C., Aita, S. L. et Kridel, M. M. (2019). Anxiety and depression across gender and sexual minorities: Implications for transgender, gender nonconforming, pansexual, demisexual, asexual, queer, and questioning individuals. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 6(1), 54-63. <https://doi.org/10.1037/sgd0000306>
- Bos, H. M. W., Sandfort, T. G. M., De Bruyn, E. H. et Hakvoort, E. M. (2008). Same-sex attraction, social relationships, psychosocial functioning, and school performance in early adolescence. *Developmental Psychology*, 44(1), 59-68. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.44.1.59>
- Brennan, D. J., Ross, L. E., Dobinson, C., Veldhuizen, S. et Steele, L. S. (2010). Men's Sexual Orientation and Health in Canada. *Canadian Journal of Public Health*, 101(3), 255-258. <https://doi.org/10.1007/BF03404385>

- Brewster, K. L. et Tillman, K. H. (2012). Sexual Orientation and Substance Use Among Adolescents and Young Adults. *American Journal of Public Health*, 102(6), 1168-1176. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2011.300261>
- Brown, G. W. et Harris, T. O. (1978). *Social origins of depression : a study of psychiatric disorder in women*. Tavistock.
- Bruce, D., Harper, G. W., Fernández, M. I., Jamil, O. B. et Adolescent Medicine Trials Network for HIV/AIDS Interventions. (2012). Age-Concordant and Age-Discordant Sexual Behavior Among Gay and Bisexual Male Adolescents. *Archives of Sexual Behavior*, 41(2), 441-448. <https://doi.org/10.1007/s10508-011-9730-8>
- Bybee, J. A., Sullivan, E. L., Zielonka, E. et Moes, E. (2009). Are Gay Men in Worse Mental Health than Heterosexual Men? The Role of Age, Shame and Guilt, and Coming-Out. *Journal of Adult Development*, 16(3), 144-154. <https://doi.org/10.1007/s10804-009-9059-x>
- Cabral, J. et Pinto, T. M. (2023). Gender, Shame, and Social Support in LGBTQI+ Exposed to Discrimination: A Model for Understanding the Impact on Mental Health. *Social Sciences*, 12(8), 454. <https://doi.org/10.3390/socsci12080454>
- Caplan, Z. (2017). The Problem with Square Pegs: Sexual Orientation Concordance as a Predictor of Depressive Symptoms. *Society and Mental Health*, 7(2), 105-120. <https://doi.org/10.1177/2156869317701266>
- Carpenter, C. S. (2008). Sexual Orientation, Work, and Income in Canada. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 41(4), 1239-1261. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5982.2008.00502.x>
- Chamberland, L., Beaulieu-Prévost, D., Julien, D., N'Bouke, A. et De Pierrepont, C. (2012). *Portrait sociodémographique et de santé des populations LGB au Québec – Analyse secondaire des données de l'Enquête de santé dans les collectivités canadiennes*. Chaire de recherche sur l'homophobie (UQÀM) et Ministère de la Culture, des Communications et de la Condition féminine Québec. <https://chairedspg.uqam.ca/publication/portrait-sociodemographique-et-de-sante-des-populations-lgb-au-quebec-analyse-secondaire-des-donnees-de-l-enquete-de-sante-dans-les-collectivites-canadiennes/>
- Cochran, S. D. et Mays, V. M. (2009). Burden of psychiatric morbidity among lesbian, gay, and bisexual individuals in the California Quality of Life Survey. *Journal of Abnormal Psychology*, 118(3), 647-658. <https://doi.org/10.1037/a0016501>
- Cochran, S. D., Sullivan, J. G. et Mays, V. M. (2003). Prevalence of mental disorders, psychological distress, and mental health services use among lesbian, gay, and bisexual adults in the United States. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71(1), 53-61. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.71.1.53>
- Cohen, S. (2004). Stress-buffering hypothesis. Dans N. B. Anderson (dir.), *Encyclopedia of Health & Behavior* (SAGE Publications, vol. 2, p. 780-782).

- Cohen, S. et Wills, T. A. (1985). Stress, Social Support, and the Buffering Hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310-357. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310>
- Deci, E. L. et Ryan, R. M. (2008). Hedonia, eudaimonia, and well-being: An introduction. *Journal of Happiness Studies*, 9(1), 1-11. <https://doi.org/10.1007/s10902-006-9018-1>
- Debien, V., Villatte, A. et Marcotte, D. (2020). Influence d'une orientation sexuelle incertaine ou en discordance sur la santé mentale et le rendement scolaire à l'âge adulte émergent. *Canadian Psychology*, 61(1), 31-41. <https://doi.org/10.1037/cap0000187>
- Dharma, C. et Bauer, G. R. (2017). Understanding sexual orientation and health in Canada: Who are we capturing and who are we missing using the Statistics Canada sexual orientation question? *Canadian Journal of Public Health*, 108(1), e21-e26. <https://doi.org/10.17269/CJPH.108.5848>
- Diamond, L. M. (2016). Sexual Fluidity in Male and Females. *Current Sexual Health Reports*, 8(4), 249-256. <https://doi.org/10.1007/s11930-016-0092-z>
- Diamond, L. M., Alley, J., Dickenson, J. et Blair, K. L. (2020). Who Counts as Sexually Fluid? Comparing Four Different Types of Sexual Fluidity in Women. *Archives of Sexual Behavior*, 49(7), 2389-2403. <https://doi.org/10.1007/s10508-019-01565-1>
- Ding, C., Chen, X., Wang, W., Yu, B., Yang, H., Li, X., Deng, S., Yan, H. et Li, S. (2020). Sexual Minority Stigma, Sexual Orientation Concealment, Social Support and Depressive Symptoms Among Men Who have Sex with Men in China: A Moderated Mediation Modeling Analysis. *AIDS and Behavior*, 24(1), 8-17. <https://doi.org/10.1007/s10461-019-02713-3>
- Doré, I. et Caron, J. (2017). Santé mentale : concepts, mesures et déterminants. *Santé mentale au Québec*, 42(1), 125-145. <https://doi.org/10.7202/1040247ar>
- Doty, N. D., Willoughby, B. L. B., Lindahl, K. M. et Malik, N. M. (2010). Sexuality Related Social Support Among Lesbian, Gay, and Bisexual Youth. *Journal of Youth and Adolescence*, 39(10), 1134-1147. <https://doi.org/10.1007/s10964-010-9566-x>
- Drescher, J. (2015). Out of DSM: Depathologizing Homosexuality. *Behavioral Sciences*, 5(4), 565-575. <https://doi.org/10.3390/bs5040565>
- Ein-Dor, T. et Hirschberger, G. (2012). Sexual healing: Daily diary evidence that sex relieves stress for men and women in satisfying relationships. *Journal of Social and Personal Relationships*, 29(1), 126-139. <https://doi.org/10.1177/0265407511431185>
- Elmer, E. M., Van Tilburg, T. et Fokkema, T. (2022). Minority Stress and Loneliness in a Global Sample of Sexual Minority Adults: The Roles of Social Anxiety, Social Inhibition, and Community Involvement. *Archives of Sexual Behavior*, 51(4), 2269-2298. <https://doi.org/10.1007/s10508-021-02132-3>
- Fahs, B. (2009). Compulsory Bisexuality?: The Challenges of Modern Sexual Fluidity. *Journal of Bisexuality*, 9(3-4), 431-449. <https://doi.org/10.1080/15299710903316661>

- Feinstein, B. A. et Dyar, C. (2017). Bisexuality, Minority Stress, and Health. *Current Sexual Health Reports*, 9(1), 42-49. <https://doi.org/10.1007/s11930-017-0096-3>
- Felitti, V. J., Anda, R. F., Nordenberg, D., Williamson, D. F., Spitz, A. M., Edwards, V., Koss, M. P. et Marks, J. S. (1998). Relationship of Childhood Abuse and Household Dysfunction to Many of the Leading Causes of Death in Adults. *American Journal of Preventive Medicine*, 14(4), 245-258. [https://doi.org/10.1016/S0749-3797\(98\)00017-8](https://doi.org/10.1016/S0749-3797(98)00017-8)
- Festinger, L. (1957). *A theory of cognitive dissonance*. Stanford University Press.
- Frost, D. M. et Meyer, I. H. (2012). Measuring Community Connectedness among Diverse Sexual Minority Populations. *The Journal of Sex Research*, 49(1), 36-49. <https://doi.org/10.1080/00224499.2011.565427>
- Fu, T., Herbenick, D., Dodge, B., Owens, C., Sanders, S. A., Reece, M. et Fortenberry, J. D. (2019). Relationships Among Sexual Identity, Sexual Attraction, and Sexual Behavior: Results from a Nationally Representative Probability Sample of Adults in the United States. *Archives of Sexual Behavior*, 48(5), 1483-1493. <https://doi.org/10.1007/s10508-018-1319-z>
- Garbarski, D. (2021). The Survey Measurement of Sexual Orientation: Configurations of Sexual Identity and Attraction and Associations with Mental Health. *LGBT Health*, 8(4), 307-315. <https://doi.org/10.1089/lgbt.2020.0270>
- Gates, G. J. (2011). *How many people are lesbian, gay, bisexual, and transgender?* UCLA: The Williams Institute. <https://escholarship.org/uc/item/09h684X2>
- Gattis, M. N., Sacco, P. et Cunningham-Williams, R. M. (2012). Substance Use and Mental Health Disorders Among Heterosexual Identified Men and Women Who Have Same-Sex Partners or Same-Sex Attraction: Results from the National Epidemiological Survey on Alcohol and Related Conditions. *Archives of Sexual Behavior*, 41(5), 1185-1197. <https://doi.org/10.1007/s10508-012-9910-1>
- Gilmour, H. (2019). Sexual orientation and complete mental health. *Health Reports*, 30, 3-10. <https://doi.org/10.25318/82-003-X201901100001-ENG>
- Gilmour, H. (2020). Self-perceived mental health and health-related behaviours of Canadians during the COVID-19 pandemic. *StatCan COVID-19 : data to insights for a better Canada*, 1-5.
- Godley, J. (2018). Everyday Discrimination in Canada: Prevalence and Patterns. *Canadian Journal of Sociology*, 43(2), 111-142. <https://doi.org/10.29173/cjs29346>
- Goethe, V. E. (2018). Concordance and Discordance of Sexual Identity, Sexual Experience, and Current Sexual Behavior in 45-Year-Old Men: Results from the German Male Sex-Study. *Sexual Medicine*, 6, 282-290. <https://doi.org/10.1016/j.esxm.2018.08.001>
- Gouvernement du Canada. (2019). *Lexique sur la diversité sexuelle et de genre*. <https://www.btb.termiumplus.gc.ca/publications/diversite-diversity-fra.html>

- Graham, J. M. et Barnow, Z. B. (2013). Stress and social support in gay, lesbian, and heterosexual couples: Direct effects and buffering models. *Journal of Family Psychology*, 27(4), 569-578. <https://doi.org/10.1037/a0033420>
- Harmon-Jones, E. (2000). Cognitive Dissonance and Experienced Negative Affect: Evidence that Dissonance Increases Experienced Negative Affect Even in the Absence of Aversive Consequences. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26(12), 1490-1501. <https://doi.org/10.1177/01461672002612004>
- Hatzenbuehler, M. L. (2009). How does sexual minority stigma “get under the skin”? A psychological mediation framework. *Psychological Bulletin*, 135(5), 707-730. <https://doi.org/10.1037/a0016441>
- Hayes, A. F. et Little, T. D. (2018). Mediation analysis with a multicategorical antecedent. Dans *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: a regression-based approach* (Second edition, p. 187-216). The Guilford Press.
- Henderson, L. W. et Knight, T. (2012). Integrating the hedonic and eudaimonic perspectives to more comprehensively understand wellbeing and pathways to wellbeing. *International Journal of Wellbeing*, 2(3), 196-221. <https://doi.org/10.5502/ijw.v2i3.3>
- Herek, G. M. et Garnets, L. D. (2007). Sexual Orientation and Mental Health. *Annual Review of Clinical Psychology*, 3(1), 353-375. <https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.3.022806.091510>
- Hill, T. D., Kaplan, L. M., French, M. T. et Johnson, R. J. (2010). Victimization in Early Life and Mental Health in Adulthood: An Examination of the Mediating and Moderating Influences of Psychosocial Resources. *Journal of Health and Social Behavior*, 51(1), 48-63. <https://doi.org/10.1177/0022146509361194>
- Hoy, A. et London, A. S. (2018). The experience and meaning of same-sex sexuality among heterosexually identified men and women: An analytic review. *Sociology Compass*, 12(7), e12596. <https://doi.org/10.1111/soc4.12596>
- Hsieh, N. (2014). Explaining the Mental Health Disparity by Sexual Orientation: The Importance of Social Resources. *Society and Mental Health*, 4(2), 129-146. <https://doi.org/10.1177/2156869314524959>
- Israel, T. (2018). Bisexuality: From margin to center. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 5(2), 233-242. <https://doi.org/10.1037/sgd0000294>
- Jacmin-Park, S., Bergeron, S. et Juster, R. P. (2026). Cortisol Recovery Differs Among Sexual and Gender Diverse Couples Compared with Cisgender Heterosexual Couples. *Biopsychosocial science and medicine*. <https://doi.org/10.1097/PSY.0000000000001485>
- Jacmin-Park, S., Bóthe, B., Juster, R.-P. et Bergeron, S. (2026). Observed positive support and cortisol reactivity/recovery among heterosexual cisgender and sexually and gender diverse couples. *Psychoneuroendocrinology*, 188, 107864. <https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2026.107864>

- Joanisse, C.-A. (2024). *La sexualité féminine : les facteurs contextuels et socioculturels comme prédicteurs de l'auto-identification sexuelle* [thèse de doctorat, Université du Québec à Montréal]. Archipel. <https://archipel.uqam.ca/17780/>
- Johnson, H. J. (2016). Bisexuality, Mental Health, and Media Representation. *Journal of Bisexuality*, 16(3), 378-396. <https://doi.org/10.1080/15299716.2016.1168335>
- Joseph, S., Williams, R. et Yule, W. (1992). Crisis support, attributional style, coping style, and post-traumatic symptoms. *Personality and Individual Differences*, 13(11), 1249-1251. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(92\)90262-N](https://doi.org/10.1016/0191-8869(92)90262-N)
- Juster, R.-P. (2019). Sex × Gender and Sexual Orientation in Relation to Stress Hormones and Allostatic Load. *Gender and the Genome*, 3, 247028971986255. <https://doi.org/10.1177/2470289719862555>
- Juster, R.-P., Hatzenbuehler, M. L., Mendrek, A., Pfaus, J. G., Smith, N. G., Johnson, P. J., Lefebvre-Louis, J.-P., Raymond, C., Marin, M.-F., Sindi, S., Lupien, S. J. et Pruessner, J. C. (2015). Sexual Orientation Modulates Endocrine Stress Reactivity. *Biological Psychiatry*, 77(7), 668-676. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2014.08.013>
- Juster, R.-P., McEwen, B. S. et Lupien, S. J. (2010). Allostatic load biomarkers of chronic stress and impact on health and cognition. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 35(1), 2-16. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2009.10.002>
- Katz-Wise, S. L. et Todd, K. P. (2022). The current state of sexual fluidity research. *Current Opinion in Psychology*, 48, 101497. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2022.101497>
- Keyes, C. L. M. (2002). The Mental Health Continuum: From Languishing to Flourishing in Life. *Journal of Health and Social Behavior*, 43(2), 207. <https://doi.org/10.2307/3090197>
- Keyes, C. L. M. (2005). Mental Illness and/or Mental Health? Investigating Axioms of the Complete State Model of Health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73(3), 539-548. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.73.3.539>
- Keyes, C. L. M. (2007). Promoting and protecting mental health as flourishing: A complementary strategy for improving national mental health. *American Psychologist*, 62(2), 95-108. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.62.2.95>
- King, M., Semlyen, J., Tai, S. S., Killaspy, H., Osborn, D., Popelyuk, D. et Nazareth, I. (2008). A systematic review of mental disorder, suicide, and deliberate self harm in lesbian, gay and bisexual people. *BMC Psychiatry*, 8(1), 70. <https://doi.org/10.1186/1471-244X-8-70>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L. et Williams, J. B. W. (2001). The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, 16(9), 606-613. <https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x>
- Krueger, E. A., Fish, J. N. et Upchurch, D. M. (2020). Sexual Orientation Disparities in Substance Use: Investigating Social Stress Mechanisms in a National Sample. *American Journal of Preventive Medicine*, 58(1), 59-68. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2019.08.034>

- Krueger, E. A., Meyer, I. H. et Upchurch, D. M. (2018). Sexual Orientation Group Differences in Perceived Stress and Depressive Symptoms Among Young Adults in the United States. *LGBT Health*, 5(4), 242-249. <https://doi.org/10.1089/lgbt.2017.0228>
- Krueger, E. A. et Upchurch, D. M. (2019). Are sociodemographic, lifestyle, and psychosocial characteristics associated with sexual orientation group differences in mental health disparities? Results from a national population-based study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 54(6), 755-770. <https://doi.org/10.1007/s00127-018-1649-0>
- Krueger, E. A. et Upchurch, D. M. (2022). Sexual orientation, social support, and mental health resilience in a U.S. national sample of adults. *Behavioral Medicine*, 48(3), 207-215. <https://doi.org/10.1080/08964289.2020.1825922>
- Kwon, P. (2013). Resilience in Lesbian, Gay, and Bisexual Individuals. *Personality and Social Psychology Review*, 17(4), 371-383. <https://doi.org/10.1177/1088868313490248>
- Lamers, S. M. A., Westerhof, G. J., Bohlmeijer, E. T., ten Klooster, P. M. et Keyes, C. L. M. (2011). Evaluating the psychometric properties of the mental health Continuum-Short Form (MHC-SF). *Journal of Clinical Psychology*, 67(1), 99-110. <https://doi.org/10.1002/jclp.20741>
- Lapointe, F. et Courtemanche, R. (2007). *Avis méthodologique pour la combinaison de plusieurs cycles de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes*. Institut de la statistique du Québec. <https://statistique.quebec.ca/en/fichier/avis-methodologique-pour-la-combinaison-de-plusieurs-cycles-de-lescc.pdf>
- Leclerc, A. et Beaulieu-Prévost, D. (2025a). Examining the impact of on-/off-script sexual orientation on mental health. *Canadian Psychology / Psychologie canadienne*, 66(1), 33-44. <https://doi.org/10.1037/cap0000402>
- Leclerc, A. et Beaulieu-Prévost, D. (2025b). Untangling global mental health disparities in the Canadian population: Exploring the intersection of sexual orientation, stress, and social support. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, [révisé et accepté, en cours d'édition].
- Lefevor, G. T., Park, S. Y., Acevedo, M. J. et Jones, P. J. (2022). Sexual Orientation Complexity and Psychosocial/Health Outcomes. *Journal of Homosexuality*, 69(1), 190-204. <https://doi.org/10.1080/00918369.2020.1815432>
- Legate, N., Ryan, R. M. et Weinstein, N. (2012). Is Coming Out Always a "Good Thing"? Exploring the Relations of Autonomy Support, Outness, and Wellness for Lesbian, Gay, and Bisexual Individuals. *Social Psychological and Personality Science*, 3(2), 145-152. <https://doi.org/10.1177/1948550611411929>
- Lindley, L. L., Walsemann, K. M. et Carter, J. W. (2012). The Association of Sexual Orientation Measures With Young Adults' Health-Related Outcomes. *American Journal of Public Health*, 102(6), 1177-1185. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2011.300262>
- Long, S. et Freese, J. (2014). *Regression models for categorical dependent variables using stata*. Stata Press.

- Louis, T. A. et Zeger, S. L. (2009). Effective communication of standard errors and confidence intervals. *Biostatistics*, 10(1), 1-2. <https://doi.org/10.1093/biostatistics/kxn014>
- Lourie, M. A. et Needham, B. L. (2017). Sexual Orientation Discordance and Young Adult Mental Health. *Journal of Youth and Adolescence*, 46(5), 943-954. <https://doi.org/10.1007/s10964-016-0553-8>
- MacDonald, A. P. (1983). A little bit of lavender goes a long way: A critique of research on sexual orientation<sup>1</sup>. *The Journal of Sex Research*, 19(1), 94-100. <https://doi.org/10.1080/00224498309551171>
- Matthews, D. D., Blosnich, J. R., Farmer, G. W. et Adams, B. J. (2014). Operational Definitions of Sexual Orientation and Estimates of Adolescent Health Risk Behaviors. *LGBT Health*, 1(1), 42-49. <https://doi.org/10.1089/lgbt.2013.0002>
- Mays, V. M. et Cochran, S. D. (2001). Mental Health Correlates of Perceived Discrimination Among Lesbian, Gay, and Bisexual Adults in the United States. *American Journal of Public Health*, 91(11), 1869-1876. <https://doi.org/10.2105/AJPH.91.11.1869>
- Mereish, E. H. et Poteat, V. P. (2015). The conditions under which growth-fostering relationships promote resilience and alleviate psychological distress among sexual minorities: Applications of relational cultural theory. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 2(3), 339-344. <https://doi.org/10.1037/sgd0000121>
- Meyer, I. H. (2003). Prejudice, social stress, and mental health in lesbian, gay, and bisexual populations: Conceptual issues and research evidence. *Psychological Bulletin*, 129(5), 674-697. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.129.5.674>
- Mohr, J. et Fassinger, R. (2000). Measuring Dimensions of Lesbian and Gay Male Experience. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 33(2), 66-90. <https://doi.org/10.1080/07481756.2000.12068999>
- Mongelli, F., Perrone, D., Balducci, J., Sacchetti, A., Ferrari, S., Mattei, G. et Galeazzi, G. M. (2019). Minority stress and mental health among LGBT populations: An update on the evidence. *Minerva Psichiatrica*, 60(1), 27-50. <https://doi.org/10.23736/S0391-1772.18.01995-7>
- Mustanski, B., Andrews, R. et Puckett, J. A. (2016). The Effects of Cumulative Victimization on Mental Health Among Lesbian, Gay, Bisexual, and Transgender Adolescents and Young Adults. *American Journal of Public Health*, 106(3), 527-533. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2015.302976>
- National Research Council (dir.). (2011). *The health of lesbian, gay, bisexual, and transgender people: building a foundation for better understanding*. National Academies Press.
- Neter, J., Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J. et Wasserman, W. (1996). *Applied linear statistical models* (4<sup>e</sup> éd.). McGraw-Hill/Irwin.
- Ngamake, S. T., Walch, S. E. et Raveepatarakul, J. (2016). Discrimination and sexual minority mental health: Mediation and moderation effects of coping. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 3(2), 213-226. <https://doi.org/10.1037/sgd0000163>

- Organisation mondiale de la santé. (2005). *Promoting mental health: concepts, emerging evidence, practice*. World Health Organization.
- Orpana, H. M., Lang, J. J. et Yurkowski, K. (2019). Validation of a brief version of the Social Provisions Scale using Canadian national survey data. *Health Promotion and Chronic Disease Prevention in Canada*, 39(12), 323-332. <https://doi.org/10.24095/hpcdp.39.12.02>
- Ozbay, F., Johnson, D. C., Dimoulas, E., Morgan, C. A., Charney, D. et Southwick, S. (2007). Social support and resilience to stress: from neurobiology to clinical practice. *Psychiatry (Edgmont)*, 4(5), 35-40.
- Pachankis, J. E., Mahon, C. P., Jackson, S. D., Fetzner, B. K. et Bränström, R. (2020). Sexual orientation concealment and mental health: A conceptual and meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 146(10), 831-871. <https://doi.org/10.1037/bul0000271>
- Parra, L. A., Spahr, C. M., Goldbach, J. T., Bray, B. C., Kipke, M. D. et Slavich, G. M. (2023). Greater lifetime stressor exposure is associated with poorer mental health among sexual minority people of color. *Journal of Clinical Psychology*, 79(4), 1130-1155. <https://doi.org/10.1002/jclp.23463>
- Pathela, P., Hajat, A., Schillinger, J., Blank, S., Sell, R. et Mostashari, F. (2006). Discordance between Sexual Behavior and Self-Reported Sexual Identity: A Population-Based Survey of New York City Men. *Annals of Internal Medicine*, 145(6), 416. <https://doi.org/10.7326/0003-4819-145-6-200609190-00005>
- Peter, T., Edkins, T., Watson, R., Adjei, J., Homma, Y. et Saewyc, E. (2017). Trends in suicidality among sexual minority and heterosexual students in a canadian population-based cohort study. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 4(1), 115-123. <https://doi.org/10.1037/sgd0000211>
- Preacher, K. J. et Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879-891. <https://doi.org/10.3758/BRM.40.3.879>
- Reyes, M. E. S., Bautista, N. B., Betos, G. R. A., Martin, K. I. S., Sapio, S. T. N., Pacquing, Ma. C. T. et Kliatchko, J. M. R. (2023). In/Out of the Closet: Perceived Social Support and Outness Among LGB Youth. *Sexuality & Culture*, 27(1), 290-309. <https://doi.org/10.1007/s12119-022-10013-7>
- Riggle, E. D. B., Mohr, J. J., Rostosky, S. S., Fingerhut, A. W. et Balsam, K. F. (2014). A multifactor Lesbian, Gay, and Bisexual Positive Identity Measure (LGB-PIM). *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 1(4), 398-411. <https://doi.org/10.1037/sgd0000057>
- Rosenfield, S. et Mouzon, D. (2013). Gender and Mental Health. Dans C. S. Aneshensel, J. C. Phelan et A. Bierman (dir.), *Handbook of the Sociology of Mental Health* (p. 277-296). Springer Netherlands. [https://doi.org/10.1007/978-94-007-4276-5\\_14](https://doi.org/10.1007/978-94-007-4276-5_14)
- Ross, L. E., Salway, T., Tarasoff, L. A., MacKay, J. M., Hawkins, B. W. et Fehr, C. P. (2018). Prevalence of Depression and Anxiety Among Bisexual People Compared to Gay, Lesbian, and Heterosexual Individuals: A Systematic Review and Meta-Analysis. *The Journal of Sex Research*, 55(4-5), 435-456. <https://doi.org/10.1080/00224499.2017.1387755>

- Ryan, R. M. et Deci, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual review of psychology*, 52(1), 141-166.  
<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.141>
- Saewyc, E. M. (2011). Research on Adolescent Sexual Orientation: Development, Health Disparities, Stigma, and Resilience. *Journal of Research on Adolescence*, 21(1), 256-272.  
<https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2010.00727.x>
- San Francisco Human Rights Commission LGBT Advisory Committee. (2011). *Bisexual invisibility: Impacts and recommendations*. San Francisco Human Rights Commission.  
<https://phimc.org/resource/bisexual-invisibility-impacts-and-recommendations/>
- Schick, V., Rosenberger, J. G., Herbenick, D., Calabrese, S. K. et Reece, M. (2012). Bidentity: Sexual Behavior/Identity Congruence and Women's Sexual, Physical and Mental Well-Being. *Journal of Bisexuality*, 12(2), 178-197. <https://doi.org/10.1080/15299716.2012.674855>
- Schudson, Z. C. et Morgenroth, T. (2022). Non-binary gender/sex identities. *Current Opinion in Psychology*, 48, 101499. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2022.101499>
- Scott, R. L., Lasiuk, G. et Norris, C. (2016). The relationship between sexual orientation and depression in a national population sample. *Journal of Clinical Nursing*, 25(23-24), 3522-3532.  
<https://doi.org/10.1111/jocn.13286>
- Silva, T. (2018). A Quantitative Test of Critical Heterosexuality Theory: Predicting Straight Identification in a Nationally Representative Sample. *Sexuality Research and Social Policy*, 15(3), 353-366.  
<https://doi.org/10.1007/s13178-017-0307-8>
- Simon, W. et Gagnon, J. H. (1986). Sexual scripts: Permanence and change. *Archives of Sexual Behavior*, 15(2), 97-120. <https://doi.org/10.1007/BF01542219>
- Simpson, L. (2018). *Violent Victimization of Lesbians, Gays and Bisexuals in Canada, 2014* (Juristat, Statistics Canada Cat. No. 85 - 002 - X201800154923). Statistics Canada.
- Sivakumaran, G. et Margolis, R. (2020). Self-Rated Health by Sexual Orientation Among Middle-Aged and Older Adults in Canada. *The Journals of Gerontology: Series B*, 75(8), 1747-1757.  
<https://doi.org/10.1093/geronb/gbz067>
- Snapp, S. D., Watson, R. J., Russell, S. T., Diaz, R. M. et Ryan, C. (2015). Social Support Networks for LGBT Young Adults: Low Cost Strategies for Positive Adjustment. *Family Relations*, 64(3), 420-430.  
<https://doi.org/10.1111/fare.12124>
- Statistics Canada. (s. d.). *Canadian Community Health Survey - Annual Component (CCHS) – 2020*. Canadian Community Health Survey - Annual Component (CCHS). Récupéré le de  
<https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV.pl?Function=getSurvey&Id=1263799>
- Statistique Canada. (s. d.). *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes - composante annuelle (ESCC) - 2021*.  
[https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p3Instr\\_f.pl?Function=getInstrumentList&Item\\_Id=1293153&UL=AV](https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p3Instr_f.pl?Function=getInstrumentList&Item_Id=1293153&UL=AV)

- Steele, L. S., Ross, L. E., Dobinson, C., Veldhuizen, S. et Tinmouth, J. M. (2009). Women's Sexual Orientation and Health: Results from a Canadian Population-Based Survey. *Women & Health, 49*(5), 353-367. <https://doi.org/10.1080/03630240903238685>
- Stewart, J. L., Spivey, L. A., Widman, L., Choukas - Bradley, S. et Prinstein, M. J. (2019). Developmental patterns of sexual identity, romantic attraction, and sexual behavior among adolescents over three years. *Journal of Adolescence, 77*(1), 90-97. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2019.10.006>
- Sweetman, M. K. (2019). *The Effects of Concordance and Discordance in Sexual Orientation and Romantic Attraction on Young Adults' Self-Esteem* [Thesis, Graduate College of Bowling Green State University].
- Toomey, R. B., Ryan, C., Diaz, R. M. et Russell, S. T. (2011). High School Gay–Straight Alliances (GSAs) and Young Adult Well-Being: An Examination of GSA Presence, Participation, and Perceived Effectiveness. *Applied Developmental Science, 15*(4), 175-185. <https://doi.org/10.1080/10888691.2011.607378>
- van Anders, S. M. (2015). Beyond Sexual Orientation: Integrating Gender/Sex and Diverse Sexualities via Sexual Configurations Theory. *Archives of Sexual Behavior, 44*(5), 1177-1213. <https://doi.org/10.1007/s10508-015-0490-8>
- Watkins, M. W. (2000). *Monte Carlo PCA for parallel analysis*. Ed & Psych Associates. <http://edpsychassociates.com/Watkins3.html>
- Williams, A. J., Jones, C., Arcelus, J., Townsend, E., Lazaridou, A. et Michail, M. (2021). A systematic review and meta-analysis of victimisation and mental health prevalence among LGBTQ+ young people with experiences of self-harm and suicide. *PLOS ONE, 16*(1), e0245268. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0245268>
- Wittgens, C., Fischer, M. M., Buspavanich, P., Theobald, S., Schweizer, K. et Trautmann, S. (2022). Mental health in people with minority sexual orientations: A meta-analysis of population-based studies. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 145*(4), 357-372. <https://doi.org/10.1111/acps.13405>
- Wolff, M., Wells, B., Ventura-DiPersia, C., Renson, A. et Grov, C. (2017). Measuring Sexual Orientation: A Review and Critique of U.S. Data Collection Efforts and Implications. *The Journal of Sex Research, 54*(4-5), 507-531. <https://doi.org/10.1080/00224499.2016.1255872>
- Yang, J., Yao, S., Zhu, X., Zhang, C., Ling, Y., Abela, J. R. Z., Esseling, P. G. et McWhinnie, C. (2010). The impact of stress on depressive symptoms is moderated by social support in Chinese adolescents with subthreshold depression: A multi-wave longitudinal study. *Journal of Affective Disorders, 127*(1-3), 113-121. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2010.04.023>
- Zhang, Z., He, F., Liu, S., Tang, H., Li, J. et Zou, J. (2021). A Study on the Relationship Between Homosexuals' Coming-Out, Self-identity, Loneliness and Perceived Social Support. *Psychology and Behavioral Sciences, 10*(2), 63. <https://doi.org/10.11648/j.pbs.20211002.11>