

N° 11-633-X au catalogue — N° 029
ISSN 2371-3437
ISBN 978-0-660-36908-2

Études analytiques : méthodes et références

Construction et évaluation d'un indice d'inclusion sociale pour la Société canadienne d'hypothèques et de logement : rapport technique

par Rubab Arim

Date de diffusion : le 5 janvier 2021



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Programme des services de dépôt

- | | |
|-----------------------------|----------------|
| • Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| • Télécopieur | 1-800-565-7757 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « [Normes de service à la clientèle](#) ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2021

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Construction et évaluation d'un indice d'inclusion sociale pour la Société canadienne d'hypothèques et de logement : rapport technique

par

Rubab Arim

Division de l'analyse sociale et de la modélisation
Statistique Canada

11-633-X n° 029

2021001

ISSN 2371-3437

ISBN 978-0-660-36908-2

Janvier 2021

Études analytiques : méthodes et références

Les documents de cette série traitent des méthodes utilisées pour produire des données qui seront employées pour effectuer des études analytiques à Statistique Canada sur l'économie, la santé et la société. Ils ont pour but de renseigner les lecteurs sur les méthodes statistiques, les normes et les définitions utilisées pour élaborer des bases de données à des fins de recherche. Tous les documents de la série ont fait l'objet d'un examen par les pairs et d'une révision institutionnelle, afin de veiller à ce qu'ils soient conformes au mandat de Statistique Canada et qu'ils respectent les normes généralement reconnues régissant les bonnes pratiques professionnelles.

Les documents peuvent être téléchargés gratuitement de www.statcan.gc.ca.

Remerciements

L'Indice d'inclusion sociale présenté dans ce rapport a été conçu et commandé par la Société canadienne d'hypothèques et de logement. L'Indice d'inclusion sociale n'est pas un concept émanant de Statistique Canada, qui ne l'a pas approuvé.

Table des matières

Résumé.....	5
1 Introduction.....	6
2 Données, mesures et méthodes	6
3 Résultats	8
4 Conclusion	19
5 Annexe technique A	20
Bibliographie.....	24

Résumé

À l'aide des données de l'Enquête canadienne sur le logement (ECL), le présent projet visait à établir une mesure de l'inclusion sociale, laquelle repose sur des indicateurs déterminés par la Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL), afin de faire état de la cote d'inclusion sociale de chaque strate géographique séparément pour les logements qui sont ou non des logements sociaux et abordables. Ce projet visait en outre à examiner les associations entre l'inclusion sociale et un ensemble de variables économiques, sociales et sanitaires.

La SCHL a conçu et commandé l'Indice d'inclusion sociale (IIS). Cinq éléments ont été sélectionnés comme indicateurs pour l'IIS : la satisfaction à l'égard du logement, la satisfaction à l'égard du quartier, la satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté, le sentiment de sécurité et les difficultés économiques. Une cote d'IIS composite a été calculée en fonction de la moyenne de ces indicateurs, afin d'examiner les associations entre la cote d'IIS composite et un ensemble de variables économiques, sociales et sanitaires.

Globalement, les résultats ont appuyé un IIS reposant sur les cinq indicateurs sélectionnés et ont fourni une évaluation plus poussée de l'IIS pour ce qui est des différents groupes d'intérêt pour la SCHL, plusieurs différences ayant été constatées à ce chapitre. Même si une explication des différences observées dépasse la portée de la présente étude, les résultats ont souligné la nécessité de futurs travaux de recherche afin de reproduire et d'élargir les résultats actuels et de fournir des renseignements sur les différences observées. En particulier, le degré auquel le concept d'IIS mesure l'« inclusion sociale » nécessite des recherches plus approfondies.

1 Introduction

Un certain nombre d'articles d'analyse relatifs à l'inclusion sociale (Baumgartner et Burns, 2014; Coombs, Nicholas et Pirkis, 2013; Filia et coll., 2018) sont parus au cours de la dernière décennie. Malgré un intérêt soutenu envers l'inclusion sociale, il existe encore des lacunes statistiques fondamentales, telles que la définition de l'inclusion sociale et la façon dont elle peut être mesurée. Il existe en fait plusieurs conceptualisations de l'inclusion sociale (Filia et coll., 2018) ainsi qu'un consensus reconnaissant la difficulté de mesurer l'inclusion sociale avec précision (Organisation des Nations Unies, 2018). L'inclusion sociale est souvent considérée comme une notion complexe à multiples facettes, qui comprend un éventail d'indicateurs importants de la qualité de vie, comme la participation à des activités sociales, l'engagement communautaire, un logement de taille convenable dans un quartier sûr, une participation en matière d'éducation, de santé et de bien-être ainsi que l'utilisation de services (Levitas et coll., 2007). Il existe toutefois peu d'instruments présentant des propriétés psychométriques adéquates pour mesurer l'inclusion sociale (Coombs, Nicholas et Pirkis, 2013).

La Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL) a mené de vastes consultations auprès de spécialistes et a commandé des recherches et des analyses documentaires (p. ex. Eberle et Serge, 2007) dans le domaine de l'inclusion sociale. Dans le cadre de ses programmes et de ses politiques, la SCHL a défini l'inclusion sociale comme suit : « Situation dans laquelle des personnes disposent des ressources et des occasions nécessaires pour participer à la société dans toute la mesure souhaitée » (SCHL, 2018). Une mesure de l'inclusion sociale manque cependant. À cette fin, la SCHL s'est engagée à élaborer un indice d'inclusion sociale (IIS) et a déterminé plusieurs indicateurs de mesure de l'inclusion sociale à l'aide de renseignements provenant de l'Enquête canadienne sur le logement (ECL). Comme l'a déclaré la SCHL, l'IIS contribuera à fournir des renseignements sur le sentiment autodéclaré de satisfaction à l'égard d'occasions et de ressources relatives au logement et à la communauté des répondants.

La présente étude comporte trois objectifs : élaborer une mesure de l'inclusion sociale à l'aide des indicateurs déterminés par la SCHL, faire état d'une cote d'inclusion sociale pour chaque strate géographique séparément pour les logements qui sont ou non des logements sociaux et abordables (LSA) et examiner les associations entre l'inclusion sociale et un ensemble de variables économiques, sociales et sanitaires. La SCHL a conçu et commandé l'IIS.

La deuxième section présente une discussion sur les données, les principales mesures et les méthodes. Les résultats sont présentés dans la troisième section, alors que la quatrième section fait état des conclusions.

2 Données, mesures et méthodes

Données

Des données de l'Enquête canadienne sur le logement (ECL) de 2018 menée entre novembre 2018 et mars 2019 ont été utilisées pour le présent projet. L'ECL a lieu tous les deux ans et vise à recueillir des renseignements sur les besoins impérieux en matière de logement, la satisfaction à l'égard du logement et du quartier, les déménagements ou les intentions de déménager et d'autres aspects du bien-être liés au logement. Globalement, l'ECL fournit des renseignements sur ce que les Canadiens et les Canadiennes ressentent à propos de leur logement et de la manière dont leur logement les influence. La population cible de l'ECL est

constituée de ménages privés répartis dans l'ensemble des provinces et des territoires du Canada¹.

L'échantillon de l'ECL de 2018 comprenait environ 65 000 logements² répartis dans 45 strates géographiques³. Un questionnaire par logement a été rempli par l'une des personnes responsables des décisions liées au logement.

Mesures et méthodes

Initialement, trois modèles potentiels de l'inclusion sociale ont été proposés en fonction d'indicateurs sélectionnés par la SCHL. Ces trois modèles ont été étudiés et mis à l'essai dans le cadre d'une analyse factorielle exploratoire (AFE) et d'une analyse factorielle confirmatoire (AFC). Les résultats de ces analyses sont résumés dans l'annexe technique A. En fonction de ces résultats et d'autres groupes de discussions, la SCHL a sélectionné cinq indicateurs pour l'IIS :

- (1) Dans quelle mesure êtes-vous satisfait de votre logement? (**satisfaction à l'égard du logement**)
- (2) Dans quelle mesure êtes-vous satisfait de votre quartier? (**satisfaction à l'égard du quartier**)
- (3) Sur une échelle de 0 à 10, où 0 signifie « Très insatisfait » et 10 signifie « Très satisfait », quel est votre niveau de satisfaction à l'égard de votre sentiment d'appartenance à votre communauté?⁴ (**satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté**)
- (4) À quel point vous sentez-vous en sécurité par rapport à la criminalité lorsque vous marchez seul dans votre quartier lorsqu'il fait noir? (**sentiment de sécurité**)
- (5) Au cours des 12 derniers mois, à quel point était-il difficile ou facile pour votre ménage de répondre financièrement à ses besoins en matière de transport, de logement, de nourriture, de vêtements et d'effectuer d'autres dépenses nécessaires? (**difficultés économiques**)

Des statistiques descriptives pour ces cinq indicateurs ont, tout d'abord, été examinées. Ensuite, la pertinence des données aux fins d'une analyse factorielle a été évaluée. Ces cinq indicateurs ont alors fait l'objet d'une AFC, afin de vérifier la tendance de la relation entre les indicateurs et la dimension sous-jacente d'un concept d'IIS (Schumacker et Lomax, 2004). La question principale de chaque AFC était de déterminer si le modèle présentait une bonne adéquation aux données. L'adéquation du modèle a été évaluée (voir O'Rourke et Hatcher, 2013) au moyen du résiduel quadratique moyen normalisé (RQMN) (Asparouhov et Muthen, 2018), de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (REQMA) (avec ses intervalles de confiance correspondants de 90 %) et des statistiques globales d'adéquation de l'indice comparatif d'ajustement (ICA) en utilisant les valeurs des critères recommandées par Hu et Bentler (1999). Une fois ces critères respectés, le modèle a été jugé comme présentant une bonne adéquation aux données.

1. La population cible exclut les personnes vivant dans les réserves et les peuplements autochtones, les représentants officiels de pays étrangers vivant au Canada et leurs familles, les membres d'ordres religieux et d'autres communautés, les membres des Forces canadiennes vivant dans des camps ou des bases militaires, les personnes vivant dans des résidences pour personnes âgées et les personnes qui vivent à temps plein dans des établissements et d'autres types de logements collectifs (comme des refuges).

2. Les données de l'ECL pour les Territoires du Nord-Ouest (T.N.-O.) ont été obtenues à partir de l'Enquête communautaire des T.N.-O. de 2019 grâce à un partenariat avec le Bureau de la statistique des T.N.-O.

3. Les 45 strates géographiques comprennent les plus importantes régions métropolitaines de recensement (RMR), les agglomérations de recensement (AR) de Charlottetown, de Yellowknife et de Whitehorse, les RMR combinées et les AR combinées de chaque province et les régions hors des RMR et AR dans chaque province et territoire.

4. Les questions relatives à cet indicateur n'ont pas été posées aux répondants des Territoires du Nord-Ouest.

Les estimations paramétriques de tous les indicateurs ont également été prises en compte pour évaluer l'adéquation du modèle (Schumacker et Loma, 2004). Une cote composite d'IIS⁵ a été dérivée en fonction de la moyenne de ces indicateurs; les cotes variaient de 0,75 à 5,33 (premier quartile = 3,50, deuxième quartile [médian] = 3,96 et troisième quartile = 4,36). Enfin, les associations entre la cote d'IIS composite et un ensemble de variables économiques, sociales et sanitaires ont été examinées. Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide de poids d'échantillonnage et de poids bootstrap pour tenir compte de la conception d'enquête complexe de l'ECL, à l'aide de la version 9.3 de SAS, sauf indications contraires

3 Résultats

Statistiques descriptives des indicateurs de l'Indice d'inclusion sociale

Environ 8 répondants sur 10 ont déclaré être très satisfaits (36,8 %) ou satisfaits (45,8 %) de leur logement. Un pourcentage légèrement supérieur de répondants ont déclaré être très satisfaits (43,8 %) ou satisfaits (41,7 %) de leur quartier. En revanche, moins de la moitié (44,5 %) des répondants ont déclaré être très satisfaits ou presque très satisfaits (note de 8 et plus) quant à leur sentiment d'appartenance à leur communauté. Un faible nombre de données manquantes a été observé pour l'indicateur de sentiment d'appartenance à la communauté : 0,1 % (comprenant les répondants des Territoires du Nord-Ouest auxquels cette question n'a pas été posée) et 1,5 % (comprenant les répondants n'ayant pas fourni de réponse).

En matière de sentiment de sécurité, un peu moins des trois quarts des répondants ont déclaré se sentir tout à fait en sécurité (30,9 %) ou assez en sécurité (42,9 %) par rapport à la criminalité lorsqu'ils marchaient seuls dans leur quartier lorsqu'il faisait noir. Enfin, un peu moins du quart des répondants ont mentionné qu'il avait été très difficile (5,1 %) ou difficile (17,0 %) de répondre aux besoins financiers de leur ménage au cours des 12 mois précédents, par rapport à environ 4 répondants sur 10 ayant indiqué que cela avait été facile (25,0 %) ou très facile (11,8 %). Un faible nombre de données manquantes a été observé pour ces deux indicateurs : respectivement 0,2 % pour le sentiment de sécurité et 0,3 % pour la capacité de répondre aux obligations financières du ménage.

La majorité des répondants se sont dits très satisfaits ou satisfaits de leur logement ou de leur quartier. En revanche, moins de la moitié des répondants ont déclaré être très satisfaits ou presque très satisfaits quant à leur sentiment d'appartenance à leur communauté. Environ 7 répondants sur 10 se sentaient tout à fait en sécurité ou assez en sécurité par rapport à la criminalité lorsqu'ils marchaient seul dans leur quartier lorsqu'il faisait noir; enfin, environ 4 répondants sur 10 ont déclaré ne pas avoir éprouvé de difficultés pour répondre aux besoins financiers de leur ménage au cours des 12 mois précédents. Peu de données manquantes ont été observées. Le test de données manquantes entièrement au hasard de Little (Little, 1988) semblait indiquer que ces données manquantes ne manquaient pas entièrement au hasard, $\chi^2(31) = 1258,20$, $p < 0,0001$. La majorité des tendances de données manquantes concernait des valeurs manquantes pour un seul élément. Il convient de souligner que les poids d'échantillonnage ont été corrigés pour traiter les données manquantes comme manquant au hasard.

5. Avant de calculer une cote composite (moyenne), l'échelle des valeurs des réponses portant sur la satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté a été corrigée, en multipliant les valeurs par 0,6 pour faire correspondre la valeur médiane de l'échelle des réponses (c.-à-d. 5) aux quatre autres éléments de l'IIS (c.-à-d. 3). Cela facilitait l'interprétation des cotes composites (p. ex. les cotes de près de 4 indiquaient un IIS relativement plus élevé).

Analyse factorielle confirmatoire des éléments de l'Indice d'inclusion sociale

Pour évaluer la pertinence des données dans le cadre de l'analyse factorielle, les hypothèses du premier modèle (c.-à-d. la linéarité, la normalité et la multicollinéarité) ont été évaluées. Aucune invalidation majeure des hypothèses n'ayant été observée, les données sont jugées appropriées pour une analyse factorielle. Une matrice de corrélation a ensuite été examinée (tableau 1). Les corrélations⁶ observées au sein des cinq éléments variaient de 0,13 à 0,42, celles-ci présentant une cohérence interne acceptable (coefficient alpha de Cronbach = 0,63). En particulier, l'élément relatif au sentiment de sécurité présentait en général les associations les plus faibles avec les quatre autres éléments. Cependant, cet élément a été conservé dans le modèle de l'IIS pour des raisons conceptuelles.

Tableau 1
Coefficients de corrélation de Pearson au sein des cinq indicateurs de l'IIS

Nombre d'éléments	Indicateurs de l'IIS	Indicateurs de l'IIS				
		1	2	3	4	5
		coefficients de corrélation				
1	Satisfaction à l'égard du logement	1
2	Satisfaction à l'égard du quartier	0,42	1
3	Satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté	0,33	0,38	1
4	Sentiment de sécurité	0,13	0,23	0,13	1	...
5	Difficultés économiques	0,31	0,22	0,23	0,13	1

... n'ayant pas lieu de figurer

Note : Tous les coefficients de corrélation sont significatifs sur le plan statistique à $p < 0,0001$. IIS = Indice d'inclusion sociale.

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

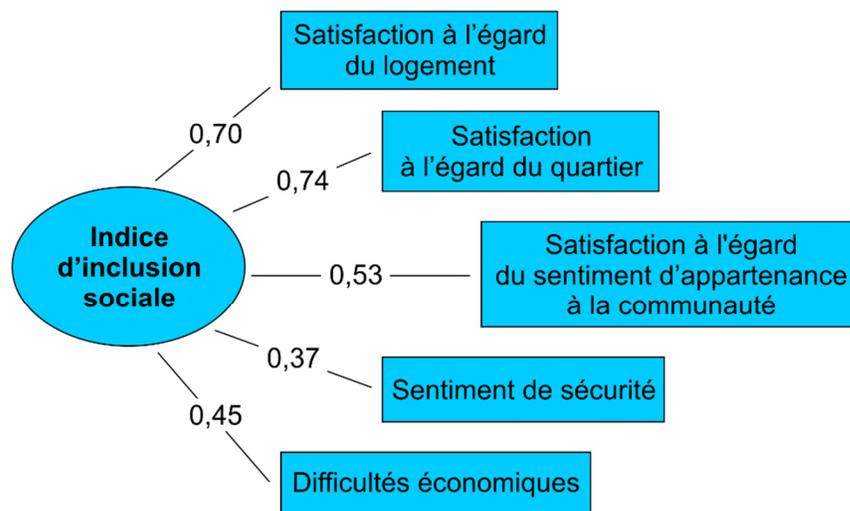
Un modèle d'AFC à un seul facteur et à cinq éléments a été évalué à l'aide de poids d'échantillonnage et de la méthode d'estimation par les moindres carrés pondérés ajustés en fonction de la moyenne et de la variance⁷ dans Mplus, version 8.3. Toutes les variables ont été définies comme étant catégoriques, à l'exception de la variable « satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté ». Du fait de la taille importante de l'échantillon, la valeur du khi carré était statistiquement significative, $\chi^2(5) = 469,78$, $p < 0,0001$. Selon les statistiques globales d'adéquation et les valeurs recommandées par Hu et Bentler (1999)⁸, le modèle d'AFC à un seul facteur de l'IIS présentait une bonne adéquation des données (RQMN = 0,022; REQMA [intervalles de confiance à 90 %] = 0,038 [0,035 à 0,041]; ICA = 0,973). Les saturations factorielles des cinq indicateurs étaient statistiquement significatives et variaient de 0,37 à 0,74 (figure 1). Pris ensemble, ces résultats appuyaient une structure à un seul facteur pour l'IIS en fonction des cinq indicateurs sélectionnés. Une stratégie de pondération égale a été appliquée et un résultat composite fondé sur la moyenne des cotes des indicateurs a été calculé afin d'examiner les associations entre l'IIS et un ensemble de variables économiques, sociales et sanitaires.

6. Même si des coefficients de corrélation de Pearson ont été présentés dans le rapport, des coefficients de corrélation polychoriques ont également été examinés, du fait de la nature ordinale des données. Les différences d'estimations étaient négligeables.

7. Le modèle a également été évalué au moyen de l'estimateur de maximum de vraisemblance avec erreurs-types robustes (MVETR) et d'une imputation du maximum de vraisemblance à informations complètes pour les données manquantes ainsi que de l'estimateur MVETR avec imputation multiple (analyse bayésienne) pour les données manquantes. Les résultats généraux étaient semblables.

8. Les valeurs recommandées pour évaluer l'adéquation du modèle sont un RQMN < 0,08, un REQMA < 0,06 et un ICA > 0,95.

Figure 1
Modèle de l'Indice d'inclusion sociale



Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement, 2018.

Associations entre l'Indice d'inclusion sociale et des variables économiques, sociales et sanitaires

La présente section comprend un examen des associations entre l'IIS et un ensemble de variables économiques, sociales et sanitaires. Ces analyses visent à fournir une évaluation plus poussée de l'IIS pour ce qui est des différents groupes d'intérêt pour la SCHL.

Différence selon la province et le territoire

La cote d'IIS moyenne pour les ménages canadiens était de 3,9 (sur 5,3), ce qui sous-entend des sentiments d'inclusion sociale relativement modérés, selon les déclarations des répondants responsables des décisions des ménages. Les cotes d'IIS des ménages de Terre-Neuve-et-Labrador, de l'Île-du-Prince-Édouard, du Nouveau-Brunswick et du Québec étaient supérieures à celles des ménages des autres provinces et territoires. À titre de comparaison, les cotes d'IIS des ménages de l'Ontario, du Manitoba, de la Saskatchewan, de l'Alberta, de la Colombie-Britannique, des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut étaient inférieures à celles des ménages des autres provinces et territoires (tableau 2).

Tableau 2
Indice d'inclusion sociale, selon la province ou le territoire

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Canada	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Terre-Neuve-et-Labrador	218 825	4,0 ‡	4,0	4,0
Île-du-Prince-Édouard	62 182	4,1 ‡	4,0	4,1
Nouvelle-Écosse	410 841	3,9	3,9	4,0
Nouveau-Brunswick	323 211	4,0 ‡	3,9	4,0
Québec	3 664 656	4,0 ‡	4,0	4,0
Ontario	5 551 996	3,9 ‡	3,8	3,9
Manitoba	498 891	3,9 ‡	3,8	3,9
Saskatchewan	442 149	3,9 ‡	3,8	3,9
Alberta	1 612 560	3,8 ‡	3,8	3,8
Colombie-Britannique	1 964 363	3,8 ‡	3,8	3,9
Yukon	15 865	4,0	3,9	4,0
Territoires du Nord-Ouest	14 760	3,8 ‡	3,8	3,8
Nunavut	10 055	3,8 ‡	3,7	3,9

‡ différence significative entre l'estimation provinciale ou territoriale et celle des autres provinces et territoires combinés ($p < 0,05$)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différences selon la strate géographique

Dans l'ECL, 45 strates géographiques ont été déterminées à l'aide des limites de subdivision de recensement comme domaines d'intérêt. Les cotes d'IIS variaient selon ces strates géographiques. Les cotes d'IIS étaient généralement plus élevées dans les villes de Québec et de Montréal, mais plus faibles à Toronto, Winnipeg, Saskatoon, Calgary et Vancouver, par rapport à celles des autres strates géographiques combinées (tableau 3).

Tableau 3
Indice d'inclusion sociale, selon certaines strates géographiques

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Canada	14 790 354	3,9	3,9	3,9
St. John's	88 114	3,9	3,8	3,9
Halifax	185 966	3,9	3,9	3,9
Moncton	66 525	3,9	3,8	3,9
Saint John	53 806	3,9	3,9	4,0
Québec	366 313	4,1 §	4,1	4,1
Montréal	1 804 539	4,0 §	3,9	4,0
Ottawa–Gatineau	569 211	3,9	3,9	3,9
Toronto	2 333 320	3,8 §	3,8	3,8
Hamilton	316 480	3,9	3,8	3,9
Kitchener–Cambridge–Waterloo	211 177	3,8 §	3,8	3,9
Winnipeg	328 717	3,8 §	3,8	3,8
Regina	103 349	3,8 §	3,8	3,8
Saskatoon	126 203	3,8 §	3,8	3,9
Calgary	550 990	3,8 §	3,8	3,9
Edmonton	543 959	3,8 §	3,7	3,8
Lethbridge	45 340	3,8 §	3,7	3,8
Vancouver	1 029 189	3,8 §	3,8	3,8

§ différence significative entre l'estimation pour la strate géographique et celle des autres strates géographiques combinées ($p < 0,05$)

Note : Le tableau présente les résultats pour certaines strates géographiques seulement (c.-à-d. les plus importantes régions métropolitaines de recensement).

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différence selon la taille du centre de population

Les cotes d'IIS variaient également selon la taille du centre de population. Les ménages vivant dans des régions rurales et des petits centres de population affichaient des cotes d'IIS légèrement supérieures à celles des ménages vivant dans de grands centres de population urbains (tableau 4).

Tableau 4
Indice d'inclusion sociale, selon la taille du centre de population

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Région rurale	2 501 179	4,1 *	4,1	4,1
Petit centre de population (entre 1 000 et 29 999 habitants)	1 928 527	4,0 *	3,9	4,0
Centre de population moyen (entre 30 000 et 99 999 habitants)	1 410 425	3,8	3,8	3,9
Grand centre de population urbain (100 000 habitants ou plus) (groupe de référence)	8 950 223	3,8	3,8	3,9

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différence selon le statut de locataire ou de propriétaire d'un logement social et abordable

L'un des objectifs de la SCHL est de fournir des renseignements détaillés sur les ménages vivant dans des logements sociaux et abordables (LSA). La cote d'IIS moyenne a été de 4,0 pour les ménages propriétaires. Les ménages locataires vivant dans des LSA ou non ont enregistré des cotes d'IIS inférieures à celles des ménages propriétaires (respectivement 3,5 et 3,7). En particulier, les ménages locataires vivant dans des LSA présentaient la cote d'IIS la plus basse (tableau 5).

Tableau 5
Indice d'inclusion sociale, selon le statut de locataire ou de propriétaire d'un logement social et abordable (LSA)

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Ménages locataires, LSA	628 757	3,5 *	3,5	3,6
Ménages locataires, non LSA	4 023 796	3,7 *	3,7	3,7
Ménages propriétaires (groupe de référence)	10 137 801	4,0	4,0	4,0

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différences selon le type de logement

Lorsque le type de logement était pris en considération, les cotes d'IIS des ménages vivant dans une maison individuelle étaient légèrement supérieures à celles de tous les autres types de logements. En particulier, les cotes d'IIS étaient les plus basses pour les ménages vivant en appartement dans des immeubles à hauteur restreinte et dans des tours d'habitation (tableau 6).

Tableau 6
Indice d'inclusion sociale, selon le type de logement

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Maison individuelle (groupe de référence)	7 448 379	4,0	4,0	4,0
Maison jumelée, plein-pied, autre maison individuelle	1 543 304	3,9 *	3,8	3,9
Maison en rangée	958 087	3,8 *	3,7	3,8
Appartement, immeuble à hauteur restreinte	2 766 743	3,7 *	3,7	3,8
Appartement, tour d'habitation	1 639 736	3,7 *	3,7	3,7
Logement mobile	179 258	3,9 *	3,8	4,0

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différence selon les besoins impérieux en matière de logement

Un ménage est réputé présenter un besoin impérieux en matière de logement si son logement ne répond pas à au moins un des critères de qualité, de taille ou d'abordabilité et s'il est obligé de dépenser au moins 30 % de son revenu avant impôt pour accéder à un logement acceptable dans sa localité (SCHL, 2018). Les ménages ayant des besoins impérieux en matière de logement ont enregistré des cotes d'IIS inférieures à celles des ménages n'ayant pas de besoins impérieux en matière de logement (tableau 7).

Tableau 7
Indice d'inclusion sociale, selon le besoin impérieux en matière de logement

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Ménages ayant des besoins impérieux de logement	1 644 858	3,6 *	3,5	3,6
Ménages n'ayant pas de besoins impérieux de logement (groupe de référence)	12 540 222	3,9	3,9	4,0

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

À ce stade, les cotes d'IIS ont été examinées en fonction de différentes caractéristiques géographiques et caractéristiques relatives au logement. Plusieurs différences ont été observées. En résumé, les cotes d'IIS des provinces de l'Atlantique (à l'exception de la Nouvelle-Écosse) et du Québec étaient supérieures à celles des autres provinces et territoires combinés. Plus particulièrement, les villes de Québec et de Montréal présentaient des cotes d'IIS supérieures à celles des autres strates géographiques. Les cotes d'IIS étaient également plus élevées dans les

régions rurales et les petits centres de population, au sein des ménages propriétaires et au sein de ceux vivant dans des maisons individuelles. Les ménages ayant des besoins impérieux en matière de logement affichaient des cotes d'IIS inférieures.

L'ensemble suivant d'analyses portait sur les caractéristiques des répondants responsables des décisions en matière de logement, une attention particulière étant accordée aux groupes vulnérables prioritaires de la Stratégie nationale sur le logement (SCHL, 2018).

Différence selon le groupe d'âge

Par rapport aux répondants plus jeunes (âgés de 15 à 34 ans), les répondants plus âgés ont enregistré des cotes d'IIS plus élevées. En particulier, la cote d'IIS moyenne était la plus élevée pour les répondants âgés de 65 ans ou plus (tableau 8). La cote d'IIS moyenne pour les ménages comprenant des répondants âgés de 18 à 29 ans était similaire (3,8) à celle des ménages comprenant des répondants âgés de 15 à 34 ans (données non présentées).

Tableau 8
Indice d'inclusion sociale, selon le groupe d'âge

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
15 à 34 ans (groupe de référence)	2 661 818	3,8	3,8	3,8
35 à 64 ans	8 296 000	3,9 *	3,9	3,9
65 ans ou plus	3 832 536	4,0 *	4,0	4,0

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différences selon le genre

En moyenne, les cotes d'IIS ont été plus basses chez les répondantes que chez les répondants masculins (3,8 contre 4,0). Les répondants ayant déclaré un genre autre qu'homme ou femme ont enregistré les cotes d'IIS les plus faibles (tableau 9).

Tableau 9
Indice d'inclusion sociale, selon le genre

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Hommes (groupe de référence)	7 426 625	4,0	4,0	4,0
Femmes	7 353 142	3,8 *	3,8	3,9
Autre, veuillez préciser	10 586	3,0 *	2,6	3,5

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différences selon l'identité lesbienne, gaie, bisexuelle, transgenre, queer, bispirituelle ou toute autre identité de genre

Lors d'un examen des cotes d'IIS selon l'identité lesbienne, gaie, bisexuelle, transgenre, queer, bispirituelle ou toute autre identité de genre (LGBTQ2+), les répondants se déclarant homosexuels, bisexuels ou déclarant une autre identité LGBTQ2+ ont enregistré des cotes d'IIS inférieures à celles des répondants hétérosexuels (tableau 10).

Tableau 10
Indice d'inclusion sociale, selon l'identité LGBTQ2+

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Hétérosexuels (groupe de référence)	13 793 846	3,9	3,9	3,9
Homosexuels	246 436	3,8 *	3,6	3,9
Bisexuels	262 818	3,7 *	3,6	3,7
Autre, veuillez préciser	55 587	3,7 *	3,5	3,8

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Note : LGBTQ2+ = lesbienne, gaie, bisexuel, transgenre, queer, bispirituel. Le signe plus représente toute autre identité de genre.

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différence selon le statut d'immigrant

Les ménages comprenant des répondants immigrants ont enregistré des cotes d'IIS inférieures à celles des ménages comprenant des répondants non immigrants. Cette tendance des résultats était similaire pour les ménages comptant des répondants immigrants récents ou des immigrants reçus avant 2013 (tableau 11).

Tableau 11
Indice d'inclusion sociale, selon le statut d'immigrant

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Ménages non immigrants (groupe de référence)	12 540 402	3,9	3,9	3,9
Ménages comptant des immigrants récents (année d'admission entre 2013 et 2018)	399 225	3,7 *	3,6	3,8
Ménages comptant des immigrants (année d'admission avant 2013)	1 850 727	3,7 *	3,7	3,8

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différences selon les quintiles de revenu du ménage

Un effet de gradient a été observé entre les cotes d'IIS et les quintiles de revenu des ménages, de telle sorte que les ménages du quintile de revenu inférieur enregistraient les cotes d'IIS les plus basses et les ménages du quintile de revenus supérieur, les cotes les plus élevées (tableau 12).

Tableau 12
Indice d'inclusion sociale, selon le revenu du ménage (quintiles)

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Inférieur	2 957 408	3,7 *	3,7	3,7
Deuxième	2 958 688	3,8 *	3,8	3,9
Troisième	2 958 072	3,9 *	3,9	3,9
Quatrième	2 956 811	4,0 *	3,9	4,0
Supérieur (groupe de référence)	2 959 376	4,1	4,1	4,1

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différences selon l'itinérance

La cote d'IIS moyenne était plus basse chez les répondants ayant déjà été itinérants que celle des répondants ne l'ayant jamais été (tableau 13).

Tableau 13
Indice d'inclusion sociale, selon l'expérience d'itinérance

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Oui	364 268	3,4 *	3,4	3,5
Non (groupe de référence)	14 405 410	3,9	3,9	3,9

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

À ce stade, les analyses ont porté essentiellement sur les caractéristiques sociodémographiques des répondants et ont laissé entendre que les cotes d'IIS étaient plus élevées chez les personnes plus âgées, les hommes, les hétérosexuels, les non-immigrants et les membres de ménages appartenant au quintile de revenu supérieur. De plus, les répondants ayant déjà été itinérants présentaient des cotes d'IIS plus faibles.

Le dernier ensemble d'analyses était axé sur des caractéristiques relatives au bien-être physique, mental et social des répondants.

Différence selon la santé mentale générale

Un effet de gradient a été observé entre les cotes d'IIS et la santé mentale générale de telle sorte que les répondants ayant déclaré une excellente santé mentale générale présentaient les cotes d'IIS les plus élevées et ceux ayant déclaré une mauvaise santé mentale générale, les cotes les plus basses (tableau 14). Un effet de gradient similaire était observé pour la santé physique générale (données non présentées).

Tableau 14
Indice d'inclusion sociale, selon la santé mentale générale

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
Mauvaise (groupe de référence)	348 182	3,0	2,9	3,1
Passable	1 214 481	3,4 *	3,4	3,5
Bonne	4 323 646	3,7 *	3,7	3,8
Très bonne	4 959 351	4,0 *	4,0	4,0
Excellente	3 873 414	4,2 *	4,2	4,2

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Différences selon la satisfaction à l'égard de la vie

Les répondants ayant déclaré être très satisfaits à l'égard de la vie affichaient les cotes d'IIS les plus élevées, alors que ceux ayant déclaré être très insatisfaits à l'égard de la vie présentaient les cotes les plus basses (tableau 15).

Tableau 15
Indice d'inclusion sociale, selon la satisfaction à l'égard de la vie

	Nombre	Moyenne	Limite de confiance inférieure, à 95 %	Limite de confiance supérieure, à 95 %
Total	14 790 354	3,9	3,9	3,9
0 (très insatisfait) à 5 (groupe de référence)	2 318 252	3,2	3,2	3,3
6	1 102 862	3,5 *	3,5	3,6
7	2 605 662	3,7 *	3,7	3,8
8	3 877 994	4,0 *	4,0	4,0
9	1 882 995	4,2 *	4,2	4,2
10 (très satisfait)	2 882 238	4,4 *	4,4	4,4

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Globalement, ces résultats indiquaient une relation systématique entre l'IIS et le bien-être. Les cotes d'IIS étaient plus élevées chez les répondants ayant une excellente santé physique ou mentale générale ainsi que chez ceux étant très satisfaits à l'égard de la vie. Les cotes d'IIS diminuaient progressivement et étaient les plus basses chez les répondants ayant déclaré une mauvaise santé physique ou mentale générale ainsi que chez ceux ayant indiqué être très insatisfaits à l'égard de la vie.

4 Conclusion

À partir de données provenant de l'Enquête canadienne sur le logement, le présent projet visait à élaborer une mesure de l'inclusion sociale à l'aide d'indicateurs déterminés par la Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL), à faire état d'une cote d'inclusion sociale pour chaque strate géographique séparément pour les logements qui sont ou non des logements sociaux et abordables (LSA) et à examiner les associations entre l'inclusion sociale et un ensemble de variables économiques, sociales et sanitaires.

La SCHL a conçu et commandé l'Indice d'inclusion sociale (IIS). La SCHL a sélectionné cinq indicateurs pour l'IIS : la satisfaction à l'égard du logement, la satisfaction à l'égard du quartier, la satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté, le sentiment de sécurité et les difficultés économiques. Une structure d'IIS à un seul facteur fondée sur ces cinq éléments sélectionnés semble indiquer une bonne adéquation du modèle aux données. En d'autres termes, les résultats donnent à penser que la satisfaction à l'égard du logement et du quartier, le sentiment d'appartenance à la communauté, le sentiment de sécurité et le confort économique sont associés de telle sorte qu'ils représentent un concept commun sous-jacent, même si le degré auquel ce concept mesure l'inclusion sociale nécessite des recherches plus approfondies. Selon ces cinq indicateurs, une cote d'IIS composite a été calculée et des associations entre cette cote d'IIS composite et un ensemble de variables économiques, sociales et sanitaires ont été examinées.

Premièrement, les cotes d'IIS ont été examinées selon différentes caractéristiques géographiques et caractéristiques relatives au logement. Les cotes d'IIS étaient plus élevées dans les provinces de l'Atlantique (à l'exception de la Nouvelle-Écosse) et au Québec que dans les autres provinces et territoires combinés. En particulier, les villes de Québec et de Montréal présentaient des cotes d'IIS supérieures à celles des autres strates géographiques. Les cotes d'IIS étaient également plus élevées dans les régions rurales et les petits centres de population, au sein des ménages propriétaires et au sein de ceux vivant dans des maisons individuelles. Les ménages ayant des besoins impérieux en matière de logement affichaient des cotes d'IIS plus basses.

Deuxièmement, les cotes d'IIS ont été examinées selon un éventail de caractéristiques sociodémographiques des répondants. Les résultats indiquaient que les cotes d'IIS étaient plus élevées chez les aînés, les hommes, les hétérosexuels, les non-immigrants et les membres de ménages appartenant au quintile de revenu supérieur. De plus, les répondants ayant déjà été itinérants présentaient des cotes d'IIS plus basses. Même si une explication des différences observées dépasse la portée de la présente étude, ces résultats soulignent la nécessité de futurs travaux de recherche afin de fournir des renseignements sur ces différences.

Enfin, les cotes d'IIS ont été examinées en fonction de caractéristiques relatives au bien-être physique, mental et social des répondants. Un effet de gradient a été observé pour ces trois caractéristiques. En particulier, les cotes d'IIS étaient plus élevées chez les répondants ayant une excellente santé physique ou mentale générale ainsi que chez ceux étant très satisfaits à l'égard de la vie. Les cotes d'IIS diminuaient progressivement et étaient les plus basses chez les répondants ayant déclaré une mauvaise santé physique ou mentale générale ainsi que chez ceux ayant indiqué être très insatisfaits à l'égard de la vie.

Pris ensemble, ces résultats ont appuyé un IIS reposant sur les cinq indicateurs sélectionnés et ont fourni une évaluation plus poussée de l'IIS pour ce qui est des différents groupes d'intérêt pour la SCHL. Malgré les résultats encourageants, une source de données probantes ne peut jamais être entièrement adéquate pour établir la validité d'un concept (Hubley et Zumbo, 1996), car cette validation est un processus constant (Zumbo, 2007). Le processus de validation des concepts pour l'IIS ne peut, par conséquent, reposer seulement sur la présente étude. De futurs travaux conceptuels et empiriques sont nécessaires pour reproduire et élargir les constats actuels. En particulier, le degré auquel le concept d'IIS mesure l'inclusion sociale nécessite des recherches plus approfondies.

5 Annexe technique A

Trois modèles potentiels d'inclusion sociale ont été systématiquement évalués : un grand (19 éléments), un moyen (9 éléments) et un petit (6 éléments) (tableau A.1). Après l'établissement de la validité structurelle de chacun de ces trois modèles potentiels, la validité conceptuelle de chacun a été évaluée plus en détail quant à leur association avec les résultats sélectionnés de l'Enquête canadienne sur le logement (ECL), notamment la satisfaction à l'égard de la vie, la santé générale et mentale et l'intention de déménager.

Une analyse factorielle a été utilisée pour créer et évaluer des modèles potentiels d'inclusion sociale. L'analyse factorielle, souvent utilisée lors de l'établissement d'une mesure, est une technique statistique révélant des tendances en ce qui a trait aux relations entre des variables conçues pour mesurer un concept d'intérêt (Tabachnick et Fidell, 2012). Il existe deux types d'analyse factorielle : exploratoire et confirmatoire. L'analyse factorielle exploratoire (AFE) vise à décrire et à résumer des données en regroupant les éléments corrélés, afin de révéler le concept d'intérêt sous-jacent. L'analyse factorielle confirmatoire (AFC) vise, en revanche, à vérifier la tendance de la relation entre les éléments et les dimensions sous-jacentes d'un concept d'intérêt (Schumacker et Lomax, 2004). En résumé, alors que l'AFE est associée à une élaboration théorique, l'AFC est une technique plus sophistiquée que l'AFE et est associée à la validation d'une théorie (Brown, 2014). Les AFE et AFC ont été utilisées pour créer et évaluer des modèles potentiels d'inclusion sociale.

Il n'est pas recommandé d'effectuer une AFE et une AFC sur le même ensemble de données, car ces analyses peuvent mener à un modèle final ne pouvant peut-être pas être généralisé à d'autres échantillons ou populations (O'Rourke et Hatcher, 2013). Par conséquent, les données de la SCHL ont été réparties aléatoirement entre deux ensembles de données présentant une répartition égale des données selon la province, la région et le logement social et abordable. Le premier ensemble de données a été utilisé pour l'AFE, afin d'étudier les modèles potentiels d'inclusion sociale et, plus particulièrement, déterminer le nombre de facteurs à conserver pour mesurer l'inclusion sociale. Le deuxième ensemble de données a été utilisé pour l'AFC, afin de vérifier si le modèle présentait une bonne adéquation aux données. Avant l'AFE, la pertinence des données aux fins d'analyse factorielle a été évaluée. De multiples critères ont été utilisés pour évaluer les résultats de l'AFE et de l'AFC.

Pour l'AFE, la mesure de la pertinence de l'échantillonnage de Kaiser a d'abord été obtenue pour déterminer s'il était approprié de procéder à l'AFE. Ensuite, une matrice de corrélation polychorique parmi tous les éléments a été inspectée et la cohérence interne (c.-à-d. le coefficient alpha de Cronbach) a été évaluée pour déterminer si tous les éléments présélectionnés dans le modèle étaient pertinents pour l'AFE. Puis, une solution d'AFE initiale non limitée où tous les éléments sont utilisés a été examinée. Une analyse parallèle (O'Connor, 2000 et 2018) a aussi été réalisée pour déterminer le nombre de facteurs à retenir en plus de l'inspection des diagrammes d'éboulis (scree plots) et des critères de la valeur propre > 1 . Les saturations factorielles, y compris les coordonnées transversales, ont aussi été évaluées en fonction des critères sélectionnés. Si un élément était retiré lors du processus d'évaluation, une nouvelle AFE était réalisée. Une analyse parallèle a été menée chaque fois.

Une fois le modèle finalisé dans le cadre de l'AFE, il a fait l'objet d'une AFC. La question principale de l'AFC était de déterminer si le modèle présentait une bonne adéquation aux données. Dans l'affirmatif, les résultats du facteur (et leur moyenne) étaient calculés. Dans le cas contraire, certaines modifications, comme l'exclusion d'un élément, étaient apportées pour améliorer l'adéquation du modèle. Dans le cadre de l'AFC, l'adéquation du modèle a été évaluée à l'aide du résiduel quadratique moyen normalisé (RQMN), de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (REQMA) (avec ses intervalles de confiance correspondants de 90 %) et des statistiques globales d'adéquation de l'indice comparatif d'ajustement (ICA) (O'Rourke et Hatcher, 2013) au moyen des valeurs de critères recommandées par Hu et Bentler (1999).

Une fois ces critères respectés, le modèle était jugé comme présentant une bonne adéquation aux données. Les estimations paramétriques de tous les éléments ont également été prises en compte pour évaluer l'adéquation du modèle (Schumacker et Lomax, 2004).

Grand modèle

Ce modèle d'AFE comprenait 19 éléments et présentait cinq facteurs de valeurs propres supérieures à 1. Le modèle expliquait 51 % de la variance. La cohérence interne des éléments était bonne (coefficient alpha de Cronbach = 0,86). Cependant, les corrélations parmi les facteurs variaient de modérées à relativement élevées, soit de 0,30 à 0,64. Le premier facteur comprenait la plupart des éléments relatifs à la satisfaction à l'égard du logement; le deuxième facteur comprenait les éléments relatifs aux difficultés économiques; le troisième facteur comprenait les éléments relatifs à la satisfaction à l'égard du logement, mais deux de ces éléments présentaient des coordonnées transversales (c.-à-d. des saturations factorielles également présentes dans le premier facteur); le quatrième facteur comprenait les éléments relatifs à la satisfaction à l'égard du quartier et au sentiment de sécurité; le cinquième facteur comprenait les éléments relatifs à la satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté et l'engagement communautaire (présentant des saturations factorielles relativement faibles : de 0,36 et 0,43, respectivement).

Un élément (CER_Q05 : engagement communautaire) a été exclu pour améliorer la solution factorielle. Lors du retrait de cet élément, le modèle d'AFE indiquait quatre facteurs de valeurs propres supérieures à 1, ce qui expliquait une portion de la variance (53 %) légèrement supérieure à celle du modèle décrit ci-dessus. Les premier, deuxième et troisième facteurs étaient similaires à ceux du modèle décrit ci-dessus; le quatrième facteur comprenait les éléments relatifs à la satisfaction à l'égard du quartier, à la satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté et au sentiment de sécurité. La cohérence interne des éléments (coefficient alpha de Cronbach = 0,87) et les corrélations parmi les facteurs de ce modèle étaient similaires à celles de la solution précédente. En particulier, les premier et troisième facteurs présentaient une corrélation relativement élevée ($r = 0,64$). Pour des raisons à la fois conceptuelles et empiriques, un modèle à trois facteurs a été défini et vérifié dans le cadre de l'AFC (c.-à-d. que l'on a forcé les éléments du troisième facteur sous le premier facteur, car tous ces éléments étaient associés à la satisfaction à l'égard du logement). Le modèle d'AFC à trois facteurs présentait une bonne adéquation aux données (RQMN de 0,047, REQMA de 0,077 [0,076 à 0,078], ICA = 0,926). La corrélation entre le résultat moyen de ce grand modèle et la variable relative au résultat en matière de satisfaction à l'égard de la vie était modérée ($r = 0,54$). Les corrélations avec la santé générale et la santé mentale et l'intention de (ne pas) déménager étaient plus faibles, celles-ci s'élevant à 0,30, 0,38 et 0,33, respectivement.

Un principal avantage de ce grand modèle est qu'il met l'accent sur la satisfaction à l'égard du logement et présente une bonne cohérence interne. La proportion de variance expliquée était cependant modérée (53 %) et certains des facteurs supplémentaires semblaient redondants et ajoutaient peu de puissance explicative (< 10 %). De plus, ce grand modèle impose les plus fortes demandes en matière de données, et obtenir une bonne adéquation de modèle pour les données de chaque strate géographique peut présenter des défis.

Modèle moyen

Ce modèle d'AFE comprenait neuf éléments et présentait deux facteurs de valeurs propres supérieures à 1, ce qui expliquait 66 % de la variance. La cohérence interne des éléments était satisfaisante (coefficient alpha de Cronbach = 0,66). La corrélation entre les deux facteurs était modérée ($r = 0,44$). Le premier facteur comprenait les éléments associés aux difficultés économiques et le deuxième facteur comprenait le reste des cinq éléments associés à la satisfaction à l'égard du logement, à la satisfaction à l'égard du quartier, à la satisfaction à l'égard

du sentiment d'appartenance à la communauté, au sentiment de sécurité et à l'engagement communautaire.

Un élément (CER_Q05 : engagement communautaire) présentait une saturation factorielle très faible (0,24 sur le facteur 2) et a donc été exclu pour améliorer la solution factorielle. Lors du retrait de cet élément, le modèle d'AFE indiquait deux facteurs de valeurs propres supérieures à 1, ce qui explique une portion de la variance légèrement supérieure (61 %) à celle du modèle moyen décrit ci-dessus. Une fois de plus, le premier facteur comprenait les éléments associés aux difficultés économiques et le deuxième facteur comprenait le reste des quatre éléments associés à la satisfaction à l'égard du logement, à la satisfaction à l'égard du quartier, à la satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté et au sentiment de sécurité. La cohérence interne des éléments était légèrement améliorée dans ce modèle (coefficient alpha de Cronbach = 0,69) et la corrélation entre les deux facteurs était similaire à celle de la solution précédente ($r = 0,47$). Le modèle d'AFC à deux facteurs présentait une bonne adéquation aux données⁹ (RQMN = 0,043, REQMA = 0,086 [0,084 à 0,088], ICA = 0,953). La corrélation entre le résultat moyen de ce modèle moyen et la variable relative au résultat en matière de satisfaction à l'égard de la vie était modérée ($r = 0,53$) et similaire à celle observée dans le grand modèle. Les corrélations avec la santé générale et la santé mentale et l'intention de (ne pas) déménager étaient inférieures et également similaires à celles observées dans le grand modèle; elles s'élevaient à 0,32, 0,38 et 0,22, respectivement.

L'un des principaux avantages du modèle moyen est qu'il présente la proportion la plus élevée de variance expliquée, tout en représentant un modèle multidimensionnel d'inclusion sociale à deux domaines; c'est-à-dire la présence de satisfaction et l'absence de difficultés économiques. La cohérence interne de ce modèle est inférieure à celle du grand modèle, mais peut être jugée satisfaisante, en particulier après omission de l'élément relatif à l'engagement communautaire. Enfin, comme pour le grand modèle, la nature multidimensionnelle du modèle moyen peut également présenter des défis lors de l'obtention d'une bonne adéquation de modèle aux données de chaque strate géographique.

Petit modèle

Ce modèle d'AFE comprenait six éléments et indiquait deux facteurs de valeurs propres supérieures à 1, ce qui expliquait 54 % de la variance. La cohérence interne des éléments était faible (coefficient alpha de Cronbach = 0,56). La corrélation entre les deux facteurs était relativement élevée ($r = 0,77$). Le premier facteur comprenait tous les éléments (à l'exception de l'engagement communautaire) et le deuxième facteur comprenait l'élément relatif à l'engagement communautaire (dont la saturation factorielle était relativement faible, celle-ci se situant à 0,38) et l'élément relatif à la satisfaction à l'égard du sentiment d'appartenance à la communauté, lequel présente une coordonnée transversale dans ce facteur. Globalement, les résultats préliminaires donnaient à penser que la solution factorielle pouvait être améliorée en excluant l'élément relatif à l'engagement communautaire.

Après retrait de cet élément, ce modèle d'AFE indiquait une solution à un seul facteur de valeur propre supérieure à 1, ce qui expliquait 44 % de la variance. Toutes les saturations factorielles étaient supérieures à 0,40, à l'exception des éléments relatifs au sentiment de sécurité. La cohérence interne des éléments était légèrement améliorée dans ce modèle (coefficient alpha de Cronbach = 0,61). Le modèle d'AFC à un seul facteur et à cinq éléments présentait une bonne adéquation aux données¹⁰ (RQMN = 0,032, REQMA = 0,088 [0,083 à 0,092], ICA = 0,953). La corrélation entre le résultat moyen de ce petit modèle et la variable relative au résultat en matière de satisfaction à l'égard de la vie était également modérée ($r = 0,58$) et similaire aux corrélations

9. Un modèle distinct d'AFC à deux facteurs dans lequel l'élément relatif au sentiment de sécurité est exclu a également été vérifié et indiquait une bonne adéquation.

10. Un modèle distinct d'AFC à un seul facteur dans lequel l'élément relatif au sentiment de sécurité est exclu a également été vérifié et présentait une bonne adéquation.

observées dans les grand et moyen modèles. Les corrélations avec la santé générale et la santé mentale et l'intention de (ne pas) déménager étaient plus faibles (et également similaires à celles observées dans les grand et moyen modèles); elles s'élevaient à 0,30, 0,38 et 0,27, respectivement.

L'un des principaux avantages du petit modèle est qu'il présente la solution la plus parcimonieuse, tout en tenant compte de divers indicateurs déterminés d'inclusion sociale, notamment la présence d'indicateurs de satisfaction et l'absence de difficultés économiques. Obtenir une bonne adéquation du modèle aux données de chaque strate géographique peut, par conséquent, être relativement facile. Cependant, la cohérence interne de ce modèle est faible par rapport aux deux autres.

En résumé, chaque modèle potentiel d'inclusion sociale présente des avantages et des inconvénients. En fonction de ces résultats, deux questions ont été soulevées. Tout d'abord, quel modèle potentiel d'inclusion sociale devrait être utilisé? Un modèle à facteur multiple ou un modèle à un seul facteur? Deuxièmement, quel ensemble d'éléments devrait être pris en compte dans le cadre du modèle choisi d'inclusion sociale? À la suite d'une discussion de groupe, la SCHL a choisi le modèle à un seul facteur et à cinq éléments.

Tableau A.1
Éléments inclus dans les trois modèles potentiels de l'inclusion sociale

Nom de l'élément	Texte de l'élément	Modèles		
		Grand (19 éléments)	Moyen (9 éléments)	Petit (6 éléments)
DWS_Q05	Dans quelle mesure êtes-vous satisfait de votre logement?	√	√	√
DWS_Q10A	Superficie totale du logement	√	††	††
DWS_Q10B	Nombre de chambres à coucher	√	††	††
DWS_Q10C	Abordabilité	√	††	††
DWS_Q10D	État	√	††	††
DWS_Q10E	Atténuation des bruits ordinaires provenant de l'extérieur ou des voisins	√	††	††
DWS_Q10F	Accessibilité à une personne en fauteuil roulant	√	††	††
DWS_Q10G	Sentiment de sécurité chez vous	√	††	††
DWS_Q10H	Efficacité énergétique	√	††	††
DWS_Q10I	Maintien d'une température confortable en hiver	√	††	††
DWS_Q10J	Maintien d'une température confortable en été	√	††	††
NES_Q05	Dans quelle mesure êtes-vous satisfait de votre quartier?	√	√	√
COS_Q05	Sur une échelle de 0 à 10, où 0 signifie « Très insatisfait » et 10 signifie « Très satisfait », quel est votre niveau de satisfaction à l'égard de votre sentiment d'appartenance à votre communauté?	√	√	√
NSC_Q15	À quel point vous sentez-vous en sécurité par rapport à la criminalité lorsque vous marchez seul dans votre quartier lorsqu'il fait noir?	√	√	√
CER_Q05	Au cours des 12 derniers mois, étiez-vous un membre ou un participant d'un groupe communautaire de votre quartier?	√	√	√
EHA_Q05A	Au cours des 12 derniers mois, un membre de votre ménage a-t-il eu recours, en raison d'un manque d'argent, à l'un des moyens suivants? Demander de l'aide financière à des amis ou à des membres de la famille pour effectuer des dépenses courantes	√	√	††
EHA_Q05B	S'endetter ou vendre un bien pour effectuer des dépenses courantes	√	√	††
EHA_Q05C	Faire appel à un organisme de bienfaisance	√	√	††
EHA_Q10	Au cours des 12 derniers mois, à quel point était-il difficile ou facile pour votre ménage de répondre financièrement à ses besoins en matière de transport, de logement, de nourriture, de vêtements et d'effectuer d'autres dépenses nécessaires?	√	√	√

†† indique que l'élément a été retiré du modèle

Source : Statistique Canada, Enquête canadienne sur le logement (ECL), 2018.

Bibliographie

Asparouhov, T., et B. Muthen. 2018. *SRMR in Mplus*. Mplus Web Notes : 2 mai 2018. Disponible au lien suivant : <http://www.statmodel.com/download/SRMR2.pdf>.

Baumgartner, J.N., et J.K. Burns. 2014. « Measuring social inclusion—a key outcome in global mental health. » *International Journal of Epidemiology* 43 (2) : 354 à 364.

Brown, T.A. 2014. *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York : Guilford Press.

Coombs, T., A. Nicholas et J. Pirkis. 2013. A review of social inclusion measures. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry* 47 (10) : 906 à 919.

Eberle, M., et L. Serge. 2007. *Social inclusion and urban form: An exploratory research study*. Ottawa (Ontario) : Société canadienne d'hypothèques et de logement. Rapport commandé. Disponible au lien suivant : http://publications.gc.ca/collections/collection_2011/schl-cmhc/nh18-1/NH18-1-234-2007-eng.pdf.

Filia, K.M., H.J. Jackson, S.M. Cotton, A. Gardner et E.J. Killackey. 2018. What is social inclusion? A thematic analysis of professional opinion. *Psychiatric Rehabilitation Journal* 41 (3) : 183 à 195.

Hu, L., et P. Bentler. 1999. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling* 6 : 1 à 55.

Hubley, A.M., et B.D. Zumbo. 1996. A dialectic on validity: Where we have been and where we are going. *The Journal of General Psychology* 123 : 207 à 215.

Levitas, R., C. Pantazis, E. Fahmy, D. Gordon, E. Lloyd et D. Patsios. 2007. *The multi-dimensional analysis of social exclusion*. Bristol, Royaume-Uni : University of Bristol.

Little, R.J.A. 1988. A test of missing completely at random for multivariate data with missing values. *Journal of the American Statistical Association* 83 (404) : 1198 à 1202.

O'Connor, B.P. 2000. SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instrumentation, and Computers* 32 : 396 à 402.

O'Connor, B.P. 2018. *Factor Analysis Functions for Assessing Dimensionality*. Package 'paramap.' Disponible au lien suivant : <https://people.ok.ubc.ca/briocconn/nfactors/paramap.pdf>.

Organisation des Nations Unies. 2018. « In-depth review of measuring social exclusion. » Conférence des statisticiens européens (Commission économique pour l'Europe), Genève, 18 au 20 juin 2018. Disponible au lien suivant : https://www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/ece/ces/2018/CES_18_E_Agenda_item_12_Social_exclusion.pdf.

O'Rourke, N., et L. Hatcher. 2013. *A step-by-step approach to using SAS for factor analysis and structural equation modeling*. SAS Institute.

Schumacker, R.E., et R. G. Lomax. 2004. *A beginner's guide to structural equation modeling*. 2nd edition. Mahwah, NJ : Lawrence Erlbaum.

Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL). 2018. *Stratégie nationale sur le logement – Glossaire des termes courants*. Disponible au lien suivant : <https://www.cmhc-schl.gc.ca/fr/nhs/guidepage-strategy/glossary>.

Tabachnick, B.G., et L.S. Fidell. 2012. *Using multivariate statistics*. 6th edition. Boston, MA : Pearson Education.

Zumbo, B.D. 2007. « Validity: Foundational issues and statistical methodology. » Dans *Handbook of Statistics, volume 26 : Psychometrics*, publié sous la direction de C.R. Rao et S. Sinharay, p. 45 à 79. Amsterdam : Elsevier.