

# Recherche quantitative originale

## Validation d'une version réduite de l'Échelle de provisions sociales au moyen de données d'enquêtes nationales canadiennes

**Heather M. Orpana, Ph. D. (1, 2); Justin J. Lang, Ph. D. (1); Kim Yurkowski, Ph. D. (1)**

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

 Diffuser cet article sur Twitter

### Résumé

**Introduction.** L'Échelle de provisions sociales à 10 items (SPS-10) a été mise en œuvre dans un certain nombre d'enquêtes nationales canadiennes pour évaluer le soutien social. L'objectif de notre étude était de réduire l'échelle SPS-10 à une échelle à 5 items (SPS-5) tout en conservant des propriétés de mesure adéquates.

**Méthodologie.** Nous avons analysé les données fournies par les personnes de 18 ans et plus ayant répondu aux questions du module utilisant l'Échelle de provisions sociales dans le cadre du cycle thématique sur la santé mentale de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2012 (ESCC-SM 2012) et du cycle annuel de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2017 (ESCC 2017). Pour choisir les items, nous avons effectué une analyse factorielle exploratoire et une corrélation item-total sur les données du cycle SM ESCC 2012. Nous avons utilisé une analyse de corrélation entre l'échelle SPS-5, l'échelle SPS-10 et les construits de santé mentale positive (SMP) correspondants pour évaluer la validité critérielle de l'échelle SPS-5 par rapport à l'échelle SPS-10. Nous avons effectué une analyse factorielle confirmatoire à partir des données du cycle ESCC 2017 afin de confirmer la structure des facteurs de l'échelle SPS-5.

**Résultats.** L'échelle SPS-5 présente une cohérence interne élevée (indice alpha de Cronbach de 0,88) et des corrélations avec les construits de SMP correspondants semblables à celles de l'échelle SPS-10. Les échelles SPS-5 et SPS-10 se sont aussi avérées très fortement corrélées ( $r = 0,97$ ). L'analyse factorielle confirmatoire indique que le modèle à un seul facteur par provision, c'est-à-dire la SPS-5, est bien ajusté aux données. Les échelles SPS-5 et SPS-10 produisent des estimations similaires d'un soutien social élevé, de respectivement 92,7 et 91,5 %.

**Conclusion.** La nouvelle échelle SPS-5 offre des propriétés de mesure adéquates et fonctionne de façon semblable à l'échelle SPS-10, étant l'utilisation de cette version réduite. Elle constitue une solution de remplacement valide et utilisable de l'échelle SPS-10, ce qui pourrait alléger la tâche des participants aux enquêtes nationales sur la santé.

**Mots-clés :** soutien social, enquêtes, mesure, analyse factorielle

### Introduction

On sait que le soutien social est un déterminant important de la santé et du mieux-être<sup>1</sup>. L'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) définit le soutien social comme le fait de « se sentir aimé et apprécié, et d'avoir un réseau de famille,

d'amis, de voisins, de collègues et de membres dans la collectivité qui sont présents au besoin »<sup>2</sup>. Un degré élevé de soutien social est associé à un degré élevé de santé mentale positive (SMP), à moins de détresse psychologique et à une meilleure qualité de vie<sup>3-5</sup>. Un faible degré de soutien social est associé à des taux plus élevés de mortalité

### Points saillants

- La demande de contenu relatif à de nouveaux enjeux dans les enquêtes sur la santé de la population est en croissance, mais celles-ci doivent continuer à inclure les points classiques de surveillance.
- Dans le but d'alléger la tâche des participants aux enquêtes sur la santé de la population au Canada, nous avons cherché à savoir si une échelle SPS réduite à 5 items pouvait maintenir des propriétés de mesure adéquates.
- La validité critérielle comme la validité structurelle de l'échelle SPS-5 ont été démontrées, avec des résultats analogues pour les hommes et pour les femmes.
- L'utilisation de l'échelle SPS-5 pourra alléger la tâche des participants lorsque des recherches sur la santé exigeront seulement une mesure du soutien social à un facteur.

attribuable aux maladies du cœur<sup>6</sup> et toutes causes confondues<sup>7</sup>.

Un certain nombre d'instruments de mesure du soutien social ont été mis au point, en particulier l'échelle de soutien social de l'Étude des issues médicales<sup>8</sup>, l'échelle Social Support Behaviors (mesurant les comportements de soutien social)<sup>9</sup> et l'échelle pluri-dimensionnelle du soutien social perçu<sup>10</sup>. L'Échelle de provisions sociales (SPS)<sup>1</sup> demeure parmi les plus utilisées. Cutrona et Russell ont mis au point et validé la SPS en s'appuyant sur la théorie des provisions sociales de Weiss<sup>1,11</sup>. Selon celle-ci, 6 besoins

### Rattachement des auteurs :

1. Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada

2. École d'épidémiologie et de santé publique, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Heather Orpana, Direction générale de la promotion de la santé et de la prévention des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Ottawa (Ontario) K1S 5H4; tél. : 613-878-5011; courriel : heather.orpana@canada.ca

sociaux peuvent être comblés par les relations interpersonnelles : *l'orientation* (conseils et informations), *l'aide tangible* (l'aide matérielle), *la confirmation de sa valeur* (reconnaissance de ses compétences, de ses capacités et de sa valeur par les autres), *la possibilité d'utilité* (personne en tant que source de soutien pour les autres), *l'attachement* (relations émotionnelles grâce auxquelles la personne a le sentiment d'être en sécurité), *l'intégration sociale* (sentiment d'appartenance à un groupe de personnes ayant les mêmes intérêts, préoccupations et loisirs que soi)<sup>1,12</sup>.

La SPS originale comprend 24 items, chacun des 6 besoins sociaux définis par Weiss<sup>11</sup> étant représenté par 4 items, 2 formulés de façon négative et 2 de façon positive. La SPS a été validée grâce à un échantillon de 1 183 étudiants de cours d'initiation à la psychologie<sup>1</sup>, 303 enseignants du système d'éducation public<sup>13</sup> et 306 infirmières d'un hôpital militaire<sup>14</sup>. La fiabilité de chacune des 6 provisions de l'échelle (ou sous-échelles) s'est avérée correcte, avec des indices alpha de Cronbach compris entre 0,65 et 0,76<sup>1</sup>. La structure factorielle de la SPS a été partiellement confirmée, certains items présentant un écart par rapport à la structure théorique, selon l'échantillon considéré (étudiants ou membres de la population générale). La validité de convergence et la validité de divergence ont été démontrées<sup>1,15</sup>. Au Québec, Caron a traduit la SPS à 24 items et l'a validée à partir d'un échantillon de 790 participants<sup>16</sup>. Chez les participants au Québec, l'instrument a présenté une excellente cohérence interne ( $\alpha = 0,96$ ), et l'alpha de Cronbach de chaque sous-échelle de la SPS se situait entre 0,73 et 0,88<sup>16</sup>. La stabilité temporelle de l'échelle s'est aussi avérée très bonne ( $r = 0,86$ ). L'analyse factorielle a confirmé la structure multidimensionnelle proposée comme structure factorielle de l'instrument<sup>16</sup>. La SPS à 24 items a été utilisée auprès de divers échantillons de population, en particulier des enseignants du système d'éducation public<sup>13</sup>, des étudiants du niveau collégial ou universitaire<sup>15,17,18</sup>, des thérapeutes<sup>19</sup> et des conjoints de patients atteints d'un cancer<sup>20</sup>, ainsi que dans plusieurs enquêtes au Canada, notamment auprès de la population générale<sup>21</sup> et d'une population à faible revenu<sup>3,22</sup>, de personnes ayant reçu un diagnostic de schizophrénie et de leur famille<sup>23-25</sup>, de personnes ayant fait une tentative de suicide<sup>26</sup>, de même que de familles ayant un enfant en milieu de garde<sup>27</sup>.

Une version de la SPS à 10 items a récemment été mise au point et validée<sup>4</sup>. Elle comprend 5 des 6 sous-échelles de la SPS originale. La sous-échelle de la possibilité d'utilité, mesurant essentiellement le soutien offert par la personne plutôt que le soutien qu'elle reçoit des autres, a été abandonnée. Dans plusieurs études antérieures, cette sous-échelle avait présenté l'association la plus faible avec la santé mentale, et son exclusion a permis de réduire le temps d'administration<sup>4</sup>. Les 10 items de la SPS-10 sont constitués de deux énoncés positifs pour chacune des cinq sous-échelles.

Caron<sup>4</sup> a démontré que la SPS-10 possédait d'excellentes propriétés psychométriques, en particulier une forte validité concourante par rapport à la SPS-24, une excellente cohérence interne à indices alpha de Cronbach supérieurs à 0,80 et une force prédictive semblable à celle de la SPS-24<sup>4</sup>. Toutefois, une analyse factorielle exploratoire de la version à 10 items n'a pas permis d'obtenir la structure factorielle attendue.

Steigen et Bergh, au contraire, ont relevé des défauts dans le ciblage et la validité des construits de la SPS-10 sur le fondement du modèle polytomique de Rasch<sup>28</sup>. Une autre version de la SPS comportant 10 items et mesurant chaque sous-échelle au moyen de deux énoncés négatifs a également été mise au point afin de mieux rendre compte du manque de soutien social (et non de sa présence), mais elle semble avoir été peu mise en œuvre<sup>29</sup>.

Dans cet article, le terme SPS-10 renvoie à la version aux items formulés de façon positive élaborée par Caron<sup>4</sup> (aussi appelée ÉPS-10).

La SPS-10 a été mise en œuvre dans le cycle thématique sur la santé mentale de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2012 et dans plusieurs cycles annuels subséquents de l'ESCC. Elle est largement utilisée dans la surveillance et la recherche nationales<sup>30</sup>.

Notre compréhension de la santé s'étoffant sans cesse et incluant désormais un large éventail de déterminants comportementaux et psychosociaux, on cherche de plus en plus à intégrer dans les enquêtes nationales sur la santé du nouveau contenu sans pour autant alourdir inutilement ces enquêtes. Une façon d'y parvenir consiste à réduire les échelles relatives au contenu prioritaire tout en leur conservant des

propriétés de mesure adéquates. Dans ce contexte, nous avons souhaité réduire la SPS de 10 à 5 items (SPS-5) et évaluer la validité critérielle et la validité factorielle de l'échelle ainsi obtenue.

## Méthodologie

### Sources des données

Nous avons analysé deux sources de données secondaires : le cycle annuel 2017 de l'ESCC et son cycle thématique sur la santé mentale de 2012 (ESCC-SM 2012). Un total de 25 113 Canadiens de 15 ans et plus provenant des dix provinces du pays ont participé au cycle ESCC-SM 2012. Les Canadiens vivant dans une réserve ou une autre collectivité autochtone, les membres du personnel enrôlé à plein temps dans les Forces armées canadiennes et les personnes vivant en établissement ont été exclus de l'échantillon, mais ces groupes ne constituent au total que moins de 3 % de la population canadienne. Afin d'assurer une couverture satisfaisante pour tous les groupes d'âge et pour les deux sexes dans chaque province, nous nous sommes inspirés, pour la conception, de l'échantillonnage à plusieurs degrés de l'Enquête sur la population active. La collecte des données a eu lieu de janvier à décembre 2012. Le taux de réponse national a été de 68,9 %. Les méthodes d'entrevue ont été l'interview sur place assistée par ordinateur (IPAO) et l'interview téléphonique assistée par ordinateur (ITAO), la première ayant servi à la plupart (87 %) des entrevues. En raison de la nature personnelle des questions, les interviews par personne interposée n'ont pas été utilisées. Statistique Canada a fourni les échantillons et la pondération *bootstrap*.

Le cycle annuel de l'ESCC est une enquête continue auprès des ménages qui s'adresse aux Canadiens de 12 ans et plus provenant de l'une des dix provinces ou de l'un des trois territoires. Nous avons analysé le cycle 2017 de l'enquête (ESCC 2017). Les Canadiens vivant dans une réserve ou une autre collectivité autochtone, les membres du personnel enrôlé à plein temps dans les Forces armées canadiennes, les jeunes de 12 à 17 ans vivant en famille d'accueil, les personnes vivant en établissement et celles vivant dans les régions sanitaires du Nunavik et des Terres-Cries-de-la-Baie-James ont été exclus de l'échantillon, mais, là aussi, ces groupes ne constituent au total que moins de 3 % de la population canadienne. En 2017, les réponses aux questions de la SPS-10

ont été recueillies en Colombie-Britannique, en Alberta, à l'Île-du-Prince-Édouard et à Terre-Neuve-et-Labrador. Seules ces provinces sont donc incluses dans les analyses rapportées dans cet article. Une base aréolaire issue de l'Enquête sur la population active a été utilisée pour les Canadiens de 18 ans et plus, tandis que la liste des bénéficiaires de prestations fiscales canadiennes pour enfants a été employée pour les Canadiens de 12 à 17 ans. La collecte des données a eu lieu de janvier à décembre 2017. Le taux de réponse national a été de 62,8 %. Environ 74 % des entrevues ont été menées au moyen d'ITAO, et les autres ont été menées au moyen d'IPAO. Statistique Canada a calculé les poids d'échantillonnage.

Statistique Canada a fourni les données grâce à une entente sur le partage de renseignements. Statistique Canada recueille les données en vertu de la *Loi sur la statistique*. Au moment de la collecte des données, on a demandé aux participants s'ils acceptaient de partager les données les concernant avec l'ASPC et Santé Canada. Statistique Canada n'a transmis à l'ASPC que les microdonnées dépersonnalisées obtenues des répondants ayant accepté le partage de leurs réponses.

Les répondants ont déclaré leur sexe, leur âge, le revenu de leur ménage, leur état matrimonial, leur principale langue d'usage, leur niveau de scolarité et leur statut vis-à-vis de l'immigration. Statistique Canada a défini le milieu de vie (urbain/rural) de chaque répondant en fonction de son code postal à six caractères. Dans les cas où les données relatives au revenu n'avaient pas été recueillies et n'étaient pas non plus accessibles à partir de données d'impôt couplées pour le cycle ESCC 2017, les données manquantes au sujet du revenu ont été imputées selon la méthode du plus proche voisin<sup>31</sup>.

Le soutien social a été mesuré au moyen de la SPS à 10 items validée par Caron<sup>4</sup>, elle-même fondée sur la SPS originale à 24 items de Cutrona et Russell<sup>1</sup>. Plus précisément, la SPS-10 évalue 5 formes de provisions sociales : l'attachement (items 1 et 10), l'orientation (items 2 et 7), l'intégration sociale (items 3 et 8), l'aide tangible (items 4 et 6) et la confirmation de sa valeur (items 5 et 9). Chaque item est évalué sur une échelle de Likert à quatre points (1 = fortement en désaccord, 2 = en désaccord, 3 = d'accord, 4 = fortement d'accord). Le score est constitué de l'addition des

réponses aux 10 questions et varie entre 10 et 40 points. Le score synthétique de la SPS-10 n'est pas calculé pour les répondants n'ayant pas répondu à l'un des items. Un score élevé correspond à un soutien social élevé. Dans le contexte des travaux nationaux de surveillance, les participants ayant un score de 30 ou plus à la SPS-10 sont considérés comme bénéficiant d'un soutien social « élevé »<sup>30</sup>.

L'auto-évaluation de la santé mentale a été mesurée au moyen de la question : « En général, diriez-vous que votre santé mentale est... excellente (5), très bonne (4), bonne (3), passable (2), mauvaise (1)? » On sait que l'auto-évaluation de la santé mentale constitue un instrument de mesure utile dans la surveillance de la santé mentale générale<sup>32</sup>.

La satisfaction à l'égard de la vie a été évaluée au moyen de la question : « Sur une échelle de 0 à 10, où 0 signifie “Très insatisfait” et 10 signifie “Très satisfait”, quel sentiment éprouvez-vous présentement à l'égard de votre vie en général? » Cette question est considérée comme fiable et valide pour une utilisation dans les enquêtes auprès de la population et elle est préconisée par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE)<sup>33</sup>.

Le sentiment d'appartenance a été mesuré au moyen de la question : « Comment décririez-vous votre sentiment d'appartenance à votre collectivité locale? Diriez-vous qu'il est... très fort (4), plutôt fort (3), plutôt faible (2), très faible (1)? » Cette question d'évaluation est valide en tant qu'instrument de mesure du capital social qui représente le voisinage, entre autres construits sociaux auxquels la question donne accès<sup>34</sup>.

Le score continu de l'échelle Continuum de santé mentale – Questionnaire abrégé (CSM-QA) figurait dans le cycle SM ESCC 2012 à titre d'instrument de mesure générale de la SMP<sup>35</sup>. Le CSM-QA comprend 14 items, qui permettent de mesurer le mieux-être émotionnel, psychologique et social; les réponses se font sur une échelle de Likert à 6 points, qui vont de « Jamais » (0) à « Tous les jours » (6). Le calcul du score synthétique global, qui varie entre 0 et 70, se fait par l'addition des points obtenus pour chaque réponse. Le CSM-QA présente une validité factorielle, de convergence et de divergence<sup>36</sup>.

La détresse psychologique a été mesurée uniquement au cours du cycle ESCC-SM 2012, et ce, au moyen de l'échelle de détresse psychologique de Kessler (K-10). L'échelle K-10 comprend 10 items portant sur le degré de détresse du répondant et fournit un score variant entre 0 et 40<sup>37</sup>. L'échelle de détresse psychologique K-10 est souvent employée comme instrument de mesure générale de la mauvaise santé mentale et porte notamment sur des symptômes associés à la dépression et à l'anxiété. Elle présente une validité de convergence et une validité discriminante adéquates<sup>38</sup>.

Les données de tous les participants au cycle ESCC-SM 2012 ont été analysées, tandis que seules les données des répondants des quatre provinces pour lesquelles l'enquête incluait la SPS-10 ont été incluses dans l'analyse du cycle ESCC 2017. Les analyses n'ont porté que sur les participants âgés d'au moins 18 ans. On a utilisé les analyses du cycle ESCC-SM 2012 pour choisir les items. Les analyses du cycle annuel ESCC 2017 ont ensuite permis de confirmer ces décisions. Nous avons effectué des calculs de fréquence et de statistique descriptive pour toutes les variables. En ce qui concerne les items de la SPS-10, nous avons également calculé l'asymétrie et l'aplatissement (sans pondération) ainsi que les corrélations pondérées item-total (à la fois l'item inclus dans le total et l'item exclu). Nous avons mené une analyse factorielle exploratoire à partir des données du cycle ESCC-SM 2012 afin de déterminer, au moyen d'une estimation de vraisemblance maximale, les variables de la SPS-10 présentant la saturation du facteur sous-jacent la plus importante. Le critère de conservation des facteurs présentant une valeur supérieure à 1 a permis de déterminer le nombre de facteurs, ainsi que l'interprétation du graphique de la progression des valeurs propres (« scree plot »). Une saturation de 0,45 a été définie comme la valeur minimale<sup>39</sup>. Nous avons calculé l'alphan de Cronbach de la SPS-10 et de la SPS-5 ainsi que les corrélations de Pearson entre les scores de la SPS-10 et de la SPS-5 et les construits de SMP correspondants. Nous avons calculé les intervalles de confiance (IC) des corrélations au moyen de la transformation de Fisher (z). Nous avons utilisé une régression linéaire pour examiner les taux de variance de la détresse psychologique et de la SMP (mesurées par le CSM-QA) explicables grâce à la SPS-10 et la SPS-5. À moins d'avis contraire, toutes les analyses ont été

pondérées, et nous avons calculé la variance au moyen de la procédure *bootstrap* figurant dans l'ensemble des procédures d'enquête SAS. Les analyses ont été effectuées dans le logiciel SAS Enterprise Guide 5.1 (SAS Institute Inc., Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Nous avons effectué une analyse factorielle confirmatoire avec le logiciel MPlus version 7.3 (Muthén & Muthén, Los Angeles, Californie, États-Unis), qui a consisté en une estimation de vraisemblance maximale des données du cycle ESCC 2017. Nous avons adopté divers critères d'ajustement du modèle, comme le suggèrent Hu et Bentler<sup>40</sup> : 0,95 ou plus à l'indice de Tucker et Lewis (ITL) et à l'indice d'ajustement comparatif (IAC), 0,08 pour la racine de l'erreur quadratique moyenne normalisée (REQMN) et enfin 0,06 pour l'erreur-type de l'approximation (ETA)<sup>40</sup>. Le modèle a été ajusté à l'ensemble de l'échantillon, puis de façon indépendante pour les hommes et pour les femmes.

## Résultats

### Statistique descriptive

Les deux échantillons comprenaient une proportion équivalente d'hommes et de femmes (tableau 1). La plupart des répondants étaient mariés ou vivaient avec un conjoint. Respectivement 69 % (enquête de 2012) et 80 % (enquête de 2017) des participants avaient fait des études postsecondaires. Environ 3 répondants sur 4 ont désigné l'anglais comme principale langue parlée, et 1 sur 5 a désigné le français. Plus de 80 % des répondants vivaient en milieu urbain.

### Statistique descriptive de l'Échelle de provisions sociales

Les scores moyens obtenus pour les items de la SPS au cours du cycle ESCC-SM 2012 variaient entre 3,45 et 3,70 (tableau 2). Aucune valeur relative à l'asymétrie ou à l'aplatissement n'a été supérieure à |3| (données non illustrées). La corrélation de chaque item au total avec item supprimé variait entre 0,66 et 0,79. Nous avons observé un modèle semblable de moyennes et de corrélations de chaque item au total avec item supprimé dans les données annuelles de l'ESCC 2017.

### Analyse factorielle exploratoire

Nous avons effectué une analyse exploratoire à partir des données du cycle

ESCC-SM 2012. Nous avons sélectionné un seul facteur en utilisant le critère de valeur propre minimale de 1 et l'examen du graphique des valeurs propres (« scree plot ») est venu appuyer cette décision. Le résultat du test de sphéricité de Bartlett s'est avéré significatif ( $p < 0,001$ ), indiquant que les données convenaient à l'analyse factorielle. Le tableau 2 illustre la saturation factorielle, supérieure à 0,45 dans tous les cas. Un seul facteur ayant été sélectionné, aucune rotation n'a été effectuée. La saturation des items a été examinée par paires, l'item dont la saturation s'avérait la plus élevée étant retenu. Dans un cas (les items 4 et 6), la saturation était la même. Nous avons alors retenu l'item 4, car son asymétrie et son aplatissement étaient inférieurs. Les items retenus finalement pour l'échelle à cinq items ont été les items 3, 4, 5, 7 et 10. Les items 1, 2, 6, 8 et 9 ont donc été abandonnés.

### Analyse des corrélations et de la cohérence internes

Avec les données du cycle ESCC-SM 2012, l'alpha de Cronbach a été de 0,93 pour la SPS-10 et de 0,88 pour la SPS-5. Avec les données de l'ESCC 2017, l'alpha de Cronbach obtenu pour la SPS-5 a été également de 0,88. La diminution de moitié du nombre d'items a eu une légère incidence sur la cohérence interne de l'échelle, mais l'alpha de Cronbach est demeuré supérieur aux exigences minimales en la matière<sup>41</sup>. Les scores des échelles à 5 et à 10 items sont fortement corrélés ( $r = 0,97$ ) si l'on utilise les ensembles de données des cycles ESCC-SM 2012 et ESCC 2017 (tableau 3). Les corrélations entre la SPS-5 et les mesures de la SMP sont très proches des valeurs obtenues au moyen de la SPS-10 (tableau 3). Par exemple, la corrélation entre le sentiment d'appartenance et tant la SPS-5 que la SPS-10 a été de  $r = 0,18$  avec les données du cycle ESCC-SM 2012. La corrélation entre les échelles SPS-5 et SPS-10 et la satisfaction à l'égard de la vie ont été de respectivement  $r = 0,34$  et  $r = 0,33$ . Il en est allé de même pour les hommes et les femmes. La SPS-10 a expliqué 8,1 % de la variance pour la détresse psychologique et 16,3 % pour la SMP (CSM-QA) lorsqu'on a effectué une régression linéaire, et la SPS-5 respectivement 8,7 % et 17,3 %.

### Analyse factorielle confirmatoire

Nous avons effectué une analyse factorielle confirmatoire à partir des données du cycle

ESCC 2017 visant à confirmer la possibilité d'adopter un modèle de provisions sociales unifactoriel, c'est-à-dire la SPS-5. À part un léger dépassement de la limite acceptable pour l'ETA (c.-à-d. supérieur à 0,06<sup>40</sup>), le modèle s'est avéré bien ajusté aux données et n'a pas connu de modifications. Toutes les saturations de facteurs étaient statistiquement significatives, importantes et interprétables. Les coefficients de saturation entièrement normalisés (écart-types) ont été, pour les items 3, 4, 5, 7 et 10 respectivement, de 0,826 (0,003), 0,827 (0,003), 0,733 (0,004), 0,737 (0,004) et 0,754 (0,004). Les résidus normalisés des items ont tous été inférieurs à 1,96. Le modèle s'est avéré bien ajusté aux données pour les hommes et les femmes séparément, avec toujours un léger dépassement de la limite acceptable pour l'ETA (tableau 4).

### Estimation des moyennes et du pourcentage

Les scores moyens à la SPS-10 et à la SPS-5 ont été de respectivement 36,04 (intervalle de confiance [IC] à 95 % : 35,96 à 36,12) et de 17,93 (IC à 95 % : 17,88 à 19,97) avec les données du cycle ESCC-SM 2012 (tableau 2). On a observé un modèle similaire de moyennes par caractéristique sociodémographique pour la SPS-10 et pour la SPS-5 (tableau 5). Ainsi, les adultes de 18 à 34 ans présentaient des scores moyens plus élevés que les adultes de 65 ans et plus à la SPS-10 comme à la SPS-5; les personnes sans diplôme d'études secondaires avaient des scores moyens inférieurs à ceux des personnes ayant entamé ou terminé des études postsecondaires et enfin les femmes présentaient des scores moyens plus élevés que les hommes. Une fois les scores des échelles convertis en scores *z* (écart réduits), les différences de scores moyens entre la SPS-5 et la SPS-10 par groupe sociodémographique s'effaçaient (données non illustrées).

Un score minimal de 30 à la SPS-10 indiquant un degré élevé de soutien social<sup>30</sup>, nous avons établi un seuil correspondant de 15 pour la SPS-5. Compte tenu de ces seuils de la SPS-10 et de la SPS-5, les données du cycle ESCC-SM 2012, représentatives des Canadiens de dix provinces, ont produit un pourcentage de soutien social élevé de 91,5 % (IC à 95 % : 90,8 à 92,1) selon la SPS-10 et de 92,7 % (IC à 95 % : 92,1 à 93,3) selon la SPS-5 (tableau 5). La proximité de résultats entre les deux échelles a été la même lors de l'examen du pourcentage de soutien social élevé par

**TABLEAU 1**  
**Profil des répondants de l'échantillon, ESCC-SM 2012<sup>a</sup> et ESCC 2017<sup>b</sup>**

Caractéristiques	Pourcentage de l'échantillon (IC à 95 %)	
	ESCC-SM 2012 <sup>a</sup>	ESCC 2017 <sup>b</sup>
<b>Sexe</b>		
Hommes	49,16 (48,99 à 49,33)	49,72 (49,72 à 49,72)
Femmes	50,84 (50,67 à 51,01)	50,27 (50,27 à 50,27)
<b>Âge (ans)</b>		
18 à 34	28,23 (27,46 à 29,01)	29,57 (29,57 à 29,57)
35 à 49	26,57 (25,57 à 27,58)	25,74 (25,74 à 25,74)
50 à 64	27,08 (26,38 à 27,78)	25,52 (25,52 à 25,52)
65 et plus	18,12 (18,05 à 18,18)	19,17 (19,17 à 19,17)
<b>État matrimonial</b>		
Célibataire/jamais marié	23,13 (22,31 à 23,96)	23,53 (22,69 à 24,37)
Veuf/divorcé/séparé	13,64 (12,94 à 14,35)	12,72 (11,99 à 13,45)
Marié/conjoint de fait	63,23 (62,18 à 64,28)	63,75 (62,71 à 64,79)
<b>Plus haut niveau de scolarité</b>		
Études secondaires non terminées	14,87 (14,12 à 15,62)	4,14 (3,75 à 4,54)
Diplôme d'études secondaires	16,18 (15,38 à 16,98)	15,38 (14,44 à 16,33)
Études postsecondaires terminées ou non	68,95 (67,86 à 70,05)	80,47 (79,50 à 81,45)
<b>Quintile de revenu du ménage (quintile national)</b>		
Q1 (quintile inférieur)	19,48 (18,53 à 20,42)	17,64 (16,66 à 18,62)
Q2	19,91 (18,93 à 20,88)	19,42 (18,50 à 20,35)
Q3	20,05 (19,16 à 20,93)	20,28 (19,29 à 21,28)
Q4	19,93 (18,96 à 20,91)	19,38 (18,42 à 20,34)
Q5 (quintile supérieur)	20,64 (19,60 à 21,69)	23,27 (22,17 à 24,37)
<b>Immigrant</b>		
Oui	26,10 (24,74 à 27,46)	25,55 (24,36 à 26,74)
Non	73,91 (72,55 à 75,27)	74,45 (73,26 à 75,64)
<b>Milieu de vie</b>		
Urbain	82,37 (80,86 à 83,88)	85,14 (84,08 à 86,21)
Rural	17,63 (16,12 à 19,14)	14,86 (13,79 à 15,92)
<b>Principale langue parlée</b>		
Anglais	76,21 (75,42 à 77,00)	97,38 (96,89 à 97,87)
Français	21,61 (20,95 à 22,28)	— <sup>c</sup>
Autre	2,18 (1,74 à 2,62)	—
<b>État de santé autoévalué</b>		
Excellent	22,13 (21,13 à 23,13)	22,74 (21,60 à 23,88)
Très bon	38,18 (37,11 à 39,25)	37,77 (36,58 à 38,97)
Bon	29,19 (28,11 à 30,27)	27,13 (26,02 à 28,24)
Passable	8,22 (7,66 à 8,78)	9,00 (8,33 à 9,68)
Mauvais	2,28 (2,02 à 2,55)	3,35 (2,93 à 3,77)
<b>Province</b>		
Colombie-Britannique	13,52 (13,40 à 13,63)	49,94 (49,94 à 49,94)
Alberta	10,81 (10,71 à 10,91)	42,91 (42,91 à 42,91)
Saskatchewan	2,88 (2,85 à 2,91)	s.o.
Manitoba	3,41 (3,38 à 3,45)	s.o.
Ontario	38,90 (38,72 à 39,08)	s.o.
Québec	23,58 (23,43 à 23,74)	s.o.

Suite à la page suivante

**TABLEAU 1 (suite)**  
**Profil des répondants de l'échantillon, ESCC-SM 2012<sup>a</sup> et ESCC 2017<sup>b</sup>**

Caractéristiques	Pourcentage de l'échantillon (IC à 95 %)	
	ESCC-SM 2012 <sup>a</sup>	ESCC 2017 <sup>b</sup>
<b>Province (suite)</b>		
Nouveau-Brunswick	2,19 (2,17 à 2,22)	s.o.
Île-du-Prince-Édouard	0,43 (0,42 à 0,43)	1,55 (1,55 à 1,55)
Nouvelle-Écosse	2,76 (2,73 à 2,79)	s.o.
Terre-Neuve-et-Labrador	1,52 (1,50 à 1,54)	5,60 (5,60 à 5,60)

**Abréviations :** ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance; SM, santé mentale; s.o., sans objet.

<sup>a</sup> Répondants issus des 10 provinces,  $n = 22\,486$ .

<sup>b</sup> Répondants de la Colombie-Britannique, l'Alberta, l'Île-du-Prince-Édouard et Terre-Neuve-et-Labrador;  $n = 15\,189$ .

<sup>c</sup> La grande variabilité de l'échantillon ne permet pas la publication des données.

— Valeur supprimée en raison de la variabilité estimée de l'échantillon ci-dessus.

groupe sociodémographique, la SPS-5 fournit cependant un pourcentage légèrement supérieur de soutien social « élevé » dans la plupart des groupes : 97 % des participants entraient dans cette catégorie avec la SPS-10 comme avec la SPS-5, mais 2 % de répondants classés comme ayant un soutien social élevé avec la SPS-5 ne l'étaient pas avec la SPS-10.

## Analyse

Cet article expose le processus employé pour la création et la validation d'une version réduite de la SPS-10, dans le but de diminuer la durée d'administration des enquêtes. Nous avons utilisé l'analyse factorielle exploratoire pour définir les items mieux saturés de chaque paire, puis

nous avons créé une Échelle de provisions sociales réduite à cinq items (SPS-5). Celle-ci présente une cohérence interne élevée selon l'alpha de Cronbach et une très grande corrélation avec la SPS-10. En fait, la corrélation entre la SPS-5 et la SPS-10 dépasse même la corrélation entre la SPS-10 et la SPS-24 rapportée par Caron, qui s'établit à  $r = 0,93^4$ . Le modèle des relations

**TABLEAU 2**  
**Statistique descriptive, corrélations item-total et saturation factorielle selon l'analyse factorielle exploratoire des items de l'échelle de provisions sociales à 10 items du cycle ESCC-SM 2012 et statistique descriptive et corrélations item-total de l'échelle de provisions sociales à 5 items du cycle ESCC 2017**

Item	SPS-10 ESCC-SM 2012 <sup>a</sup>					SPS-5 ESCC 2017 <sup>b</sup>			
	Moyenne	Erreur-type	% manquant	Corrélation item-total	Saturation de facteur	Moyenne	Erreur-type	Corrélation item-total	
1 Il y a des personnes sur qui je peux compter pour m'aider en cas de réel besoin.	3,67	0,01	0,25	0,68	0,71	—	—	—	
2 Il y a des personnes qui prennent plaisir aux mêmes activités sociales que moi.	3,54	0,01	0,72	0,69	0,70	—	—	—	
3 J'ai des personnes proches de moi qui me procurent un sentiment de sécurité affective et de bien-être.	3,59	0,01	0,52	0,78	0,81	3,46	0,01	0,76	
4 Il y a quelqu'un avec qui je pourrais discuter de décisions importantes qui concernent ma vie.	3,65	0,01	0,41	0,78	0,83	3,56	0,01	0,76	
5 J'ai des relations où ma compétence et mon savoir-faire sont reconnus.	3,53	0,01	1,15	0,73	0,74	3,40	0,01	0,70	
6 Il y a une personne fiable à qui je pourrais faire appel pour me conseiller si j'avais des problèmes.	3,66	0,01	0,40	0,79	0,83	—	—	—	
7 J'ai l'impression de faire partie d'un groupe de personnes qui partagent mes attitudes et mes croyances.	3,45	0,01	0,77	0,71	0,73	3,34	0,01	0,67	
8 Je ressens un lien affectif fort avec au moins une autre personne.	3,68	0,01	0,42	0,73	0,77	—	—	—	
9 Il y a des gens qui admirent mes talents et habiletés.	3,49	0,01	1,90	0,66	0,66	—	—	—	
10 Il y a des gens sur qui je peux compter en cas d'urgence.	3,70	0,01	0,36	0,77	0,80	3,59	0,01	0,71	
SPS-10	36,04	0,05	3,32	—	—	—	—	—	
SPS-5	17,93	0,03	1,80	—	—	17,37	0,03	—	

**Abréviations :** ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; SM, santé mentale; SPS, échelle de provisions sociales; SPS-5, échelle de provisions sociales à 5 items; SPS-10, échelle de provisions sociales à 10 items; —, sans objet.

<sup>a</sup> Répondants issus des 10 provinces;  $n = 22\,486$ .

<sup>b</sup> Répondants de la Colombie-Britannique, l'Alberta, l'Île-du-Prince-Édouard et Terre-Neuve-et-Labrador;  $n = 15\,189$ .

**TABLEAU 3**  
**Corrélation des échelles de provisions sociales à 10 et à 5 items avec les concepts de santé mentale positive, ESCC-SM 2012<sup>a</sup>, selon le sexe**

		% (IC à 95 %)	
	SPS-5		SPS-10
<b>Total</b>			
SPS-5	1		0,97 (0,97 à 0,97)
SPS-10	0,97 (0,97 à 0,97)		1
État de santé mentale autoévalué	0,30 (0,29 à 0,31)		0,29 (0,28 à 0,30)
Santé mentale positive	0,42 (0,40 à 0,43)		0,40 (0,39 à 0,42)
Satisfaction à l'égard de la vie	0,34 (0,32 à 0,35)		0,33 (0,32 à 0,34)
Sentiment d'appartenance	0,18 (0,17 à 0,20)		0,18 (0,17 à 0,19)
Détresse psychologique	-0,29 (-0,31 à -0,28)		-0,28 (-0,30 à -0,27)
<b>Hommes</b>			
SPS-5	1		0,97 (0,97 à 0,97)
SPS-10	0,97 (0,97 à 0,97)		1
État de santé mentale autoévalué	0,32 (0,30 à 0,34)		0,31 (0,30 à 0,33)
Santé mentale positive	0,41 (0,39 à 0,42)		0,39 (0,38 à 0,41)
Satisfaction à l'égard de la vie	0,34 (0,33 à 0,36)		0,34 (0,32 à 0,36)
Sentiment d'appartenance	0,19 (0,17 à 0,20)		0,18 (0,16 à 0,19)
Détresse psychologique	-0,29 (-0,31 à -0,27)		-0,28 (-0,30 à -0,26)
<b>Femmes</b>			
SPS-5	1		0,97 (0,97 à 0,98)
SPS-10	0,97 (0,97 à 0,98)		1
État de santé mentale autoévalué	0,29 (0,27 à 0,30)		0,28 (0,26 à 0,30)
Santé mentale positive	0,43 (0,41 à 0,44)		0,42 (0,40 à 0,43)
Satisfaction à l'égard de la vie	0,33 (0,31 à 0,35)		0,32 (0,31 à 0,34)
Sentiment d'appartenance	0,18 (0,16 à 0,20)		0,18 (0,16 à 0,20)
Détresse psychologique	-0,31 (-0,33 à -0,30)		-0,30 (-0,32 à -0,28)

**Abbreviations :** ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalles de confiance; SM, santé mentale; SPS-5, échelle de provisions sociales à 5 items; SPS-10, échelle de provisions sociales à 10 items.

**Remarque :**  $p < 0,001$ ; intervalles de confiance calculés au moyen de la transformation de Fisher ( $\chi^2$ ).

<sup>a</sup> Répondants issus des 10 provinces,  $n = 22\,486$ .

entre la SPS et les construits de SMP tels que la satisfaction à l'égard de la vie, le sentiment d'appartenance et la santé mentale perçue est demeuré à peu près le même au passage de la SPS-10 à la SPS-5, ce qui vient confirmer la validité critérielle. La SPS-5 et la SPS-10 sont à l'origine d'environ le même pourcentage de variance dans les scores de détresse psychologique et de SMP. En outre, la SPS-5 a produit une moins grande proportion de données

manquantes (6,9 %) que la SPS-10 (8,3 %), ce qui pourrait accroître légèrement le volume des échantillons pouvant être analysés. Selon l'analyse factorielle confirmatoire, le modèle de provisions sociales à un seul facteur, c'est-à-dire la SPS-5, est bien ajusté aux données, ce qui vient appuyer sa validité factorielle, confirmée aussi par l'examen des données pour les hommes et pour les femmes séparément. Bien que les résultats de soutien social

élevé par caractéristique sociodémographique se soient maintenus avec le nouvel instrument de mesure, il convient de noter que le pourcentage de soutien social élevé est légèrement supérieur avec la SPS-5 qu'avec la SPS-10. Toutefois, le seuil de désignation du soutien social comme « élevé » n'est fondé ni sur un critère externe ni sur une valeur normative<sup>30</sup>. Malgré l'utilité des pourcentages rapportés de soutien social élevé dans la comparaison entre populations,

**TABLEAU 4**  
**Résultats de l'analyse factorielle confirmatoire de la SPS-5, ESCC 2017<sup>a</sup>, selon le sexe**

	$\chi^2$	dl	ETA (IC à 95 %)	REQMN	IAC	ITL
Total ( $n = 14\,807$ )	403,8	5	0,073 (0,067 à 0,080)	0,015	0,989	0,978
Hommes ( $n = 6828$ )	219,3	5	0,079 (0,070 à 0,088)	0,017	0,987	0,974
Femmes ( $n = 7979$ )	185,5	5	0,067 (0,059 à 0,076)	0,014	0,991	0,982

**Abbreviations :** dl, degrés de liberté; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; ETA, erreur-type de l'approximation; IAC, indice d'ajustement comparatif; IC, intervalles de confiance; ITL, indice de Tucker et Lewis; REQMN, racine de l'erreur quadratique moyenne normalisée; SPS-5, échelle de provisions sociales à 5 items.

<sup>a</sup> Répondants de la Colombie-Britannique, l'Alberta, l'Île-du-Prince-Édouard et Terre-Neuve-et-Labrador,  $n = 15\,189$ .

**TABLEAU 5**  
**Scores moyens et proportions de répondants bénéficiant d'un soutien social élevé selon les échelles de provisions sociales à 10 et à 5 items, ESCC-SM 2012<sup>a</sup>, selon les caractéristiques sociodémographiques**

Caractéristique	Moyenne (IC à 95 %)		% (IC à 95 %)	
	SPS-10	SPS-5	Soutien élevé, SPS-10	Soutien élevé, SPS-5
Échantillon total	36,04 (35,96 à 36,12)	17,93 (17,88 à 17,97)	91,47 (90,83 à 92,11)	92,69 (92,08 à 93,30)
<b>Sexe</b>				
Hommes	35,77 (35,65 à 35,89)	17,76 (17,70 à 17,83)	91,20 (90,29 à 92,10)	92,16 (91,22 à 93,10)
Femmes	36,30 (36,19 à 36,42)	18,09 (18,03 à 18,15)	91,73 (90,91 à 92,55)	93,20 (92,46 à 93,94)
<b>Âge (ans)</b>				
18 à 34	36,72 (36,59 à 36,85)	18,29 (18,22 à 18,36)	94,37 (93,25 à 95,49)	95,30 (94,30 à 96,29)
35 à 49	36,01 (35,83 à 36,19)	17,92 (17,82 à 18,01)	91,64 (90,27 à 93,01)	92,39 (91,13 à 93,64)
50 à 64	35,80 (35,63 à 35,96)	17,79 (17,69 à 17,88)	90,91 (89,71 à 92,12)	92,06 (90,73 à 93,39)
65 et plus	35,36 (35,21 à 35,51)	17,58 (17,51 à 17,66)	87,54 (86,28 à 88,79)	90,00 (88,85 à 91,16)
<b>État matrimonial</b>				
Célibataire/jamais marié	35,87 (35,71 à 36,03)	17,83 (17,75 à 17,92)	90,11 (88,77 à 91,44)	91,25 (89,99 à 92,51)
Veuf/divorcé/séparé	34,97 (34,76 à 35,17)	17,37 (17,26 à 17,48)	85,58 (83,87 à 87,29)	88,29 (86,79 à 89,78)
Marié/conjoint de fait	36,33 (36,22 à 36,44)	18,08 (18,03 à 18,14)	93,27 (92,51 à 94,03)	94,17 (93,40 à 94,95)
<b>Plus haut niveau de scolarité</b>				
Études secondaires non terminées	34,81 (34,59 à 35,02)	17,30 (17,19 à 17,41)	84,46 (83,66 à 87,25)	87,90 (86,27 à 89,54)
Diplôme d'études secondaires	35,80 (35,61 à 35,99)	17,82 (17,72 à 17,92)	91,10 (89,57 à 92,63)	93,12 (91,88 à 94,37)
Études postsecondaires terminées ou non	36,36 (36,26 à 36,46)	18,09 (18,04 à 18,14)	93,14 (92,51 à 93,77)	93,85 (93,18 à 94,52)
<b>Quintile de revenu du ménage</b>				
Q1 (quintile inférieur)	34,55 (34,34 à 34,76)	17,17 (17,05 à 17,28)	83,45 (81,65 à 85,25)	86,25 (84,65 à 87,86)
Q2	35,46 (35,27 à 35,64)	17,64 (17,54 à 17,74)	90,54 (89,18 à 91,89)	91,64 (90,36 à 92,91)
Q3	36,09 (35,92 à 36,27)	17,95 (17,86 à 18,04)	91,48 (89,86 à 93,09)	92,70 (91,30 à 94,25)
Q4	36,70 (36,54 à 36,86)	18,26 (18,17 à 18,34)	95,17 (94,16 à 96,18)	95,97 (95,21 à 96,73)
Q5 (quintile supérieur)	37,27 (37,11 à 37,42)	18,57 (18,48 à 18,65)	96,36 (95,63 à 97,10)	96,52 (95,18 à 97,86)
<b>Immigrant</b>				
Oui	35,24 (35,04 à 35,45)	17,55 (17,44 à 17,66)	89,35 (87,79 à 90,91)	90,90 (89,48 à 92,32)
Non	36,32 (36,23 à 36,41)	18,06 (18,01 à 18,11)	92,31 (91,68 à 92,94)	93,37 (92,75 à 93,99)
<b>Milieu de vie</b>				
Urbain	36,01 (35,91 à 36,10)	17,91 (17,86 à 17,96)	91,16 (90,43 à 91,89)	92,39 (91,73 à 93,06)
Rural	36,21 (36,02 à 36,40)	18,02 (17,92 à 18,12)	92,91 (91,56 à 94,26)	94,06 (92,46 à 95,66)
<b>Principale langue parlée</b>				
Anglais	35,97 (35,87 à 36,06)	17,88 (17,83 à 17,93)	91,30 (90,54 à 92,05)	92,52 (91,67 à 93,27)
Français	36,57 (36,39 à 36,75)	18,24 (18,15 à 18,34)	93,12 (91,98 à 94,25)	94,10 (93,17 à 95,04)
Autre	33,40 (32,61 à 34,19)	16,62 (16,21 à 17,03)	83,11 (79,95 à 89,17)	85,12 (79,51 à 90,74)

**Abréviations :** ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalles de confiance; SM, santé mentale; SPS-5, échelle de provisions sociales à 5 items; SPS-10, échelle de provisions sociales à 10 items.

<sup>a</sup> Répondants issus des 10 provinces, n = 22 486.

des recherches approfondies visant l'établissement de seuils plus significatifs seraient utiles.

### Forces et limites

Étant donné que nous avons réduit la SPS-10 à 5 items, un seul item par concept est mesuré. Auparavant, les chercheurs pouvaient

utiliser la somme de deux items pour chacun des cinq concepts évalués au moyen de la SPS-10. Avec l'utilisation de la SPS-5, on obtient uniquement un score synthétique des provisions sociales, et la validité de contenu peut s'en trouver réduite. Notre étude ne fournit pas d'aide à l'utilisation des items uniques pour mesurer des constructs particuliers qui, ensemble, forment

le construct global des provisions sociales de la SPS-5. De plus, la SPS-10 que nous avons modifiée rassemble exclusivement des items formulés de façon positive, ce qui peut entraîner un automatisme dans les réponses et des liens artificiels<sup>42</sup>. Il nous a été impossible d'effectuer des analyses de validité simultanée au moyen d'un autre instrument de mesure du soutien social,

aucun autre instrument de mesure du soutien social n'ayant été mis en œuvre en même temps que la SPS dans les ensembles de données que nous avons analysés. Pour garantir le maintien de la validité simultanée dans l'utilisation de la SPS-5, dans des recherches futures, un examen de la relation entre un autre instrument de mesure du soutien social (tel que l'échelle de soutien social de l'Étude des issues médicales) et les échelles SPS-10 et SPS-5 serait souhaitable.

Les éléments de comparaison utilisés pour étayer la validité des construits ont été eux aussi mesurés au moyen d'enquêtes fondées sur l'autodéclaration. Ainsi, l'association de ces éléments et des échelles SPS-10 et SPS-5 pourrait refléter la variance partagée par ces méthodes et le même biais de déclaration. L'inclusion d'instruments de mesure supplémentaires permettant l'exploration approfondie de la validité de convergence et de la validité discriminante renforcerait les données probantes à l'appui de l'utilisation de la SPS-5 comme instrument de mesure des provisions sociales.

Les données du cycle ESCC 2017 ont servi à la confirmation du choix des items à inclure dans la SPS-5. Les données de 2017 que nous avons utilisées ne portaient que sur les résidents de quatre provinces, ce qui réduit la puissance de généralisation de cette étape de confirmation. Les données que nous avons utilisées étant transversales, il nous a été impossible d'évaluer une quelconque stabilité temporelle. Nous avons employé l'alpha de Cronbach pour définir la cohérence interne, car cet indice statistique est largement documenté et admis dans la littérature. Bien qu'il soit fondé sur la théorie classique des tests, qui a ses limites, celle-ci est toujours considérée comme appropriée et acceptable dans un large éventail d'applications<sup>43</sup>. Les recherches futures pourraient appliquer à la SPS diverses approches de la théorie de réponse à l'item afin d'évaluer de manière approfondie le fonctionnement de chaque item.

## Conclusion

La SPS réduite à 5 items conserve de bonnes propriétés psychométriques, et sa validité critérielle est confirmée. Le modèle unifactoriel est bien ajusté aux données d'après l'analyse factorielle confirmatoire. La diminution de moitié du nombre d'items que compte la SPS-10 allégera le fardeau

des participants aux enquêtes, objectif qu'il est particulièrement important d'atteindre dans la mesure où le nombre de thèmes que les enquêtes sur la santé de la population doivent aborder continue d'augmenter.

L'étude abordée dans cet article confirme le choix de la SPS-5 comme indicateur valide du soutien social dans les enquêtes sur la santé de la population lorsque le contenu doit être limité.

## Remerciements

Merci à Xiaohong Jiang pour son aide dans la préparation des tableaux, ainsi qu'aux rédacteurs scientifiques adjoints de la revue *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada* pour leurs commentaires constructifs au sujet du manuscrit.

## Conflits d'intérêts

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts.

## Contributions des auteurs et avis

HO a conçu le projet. HO et KY ont effectué l'analyse des données et rédigé l'article. JL a participé à l'interprétation des données et à la révision critique de l'article.

Le contenu de l'article et les points de vue qui y sont exprimés n'engagent que les auteurs et ne correspondent pas nécessairement à ceux du gouvernement du Canada.

## Références

1. Cutrona CE, Russell D. The provisions of social relationships and adaptation to stress. Dans : Jones H, Pearlman D (dir.). *Advances in personal relationships*, vol. 1. Greenwich (CT) : Jai Press Inc.; 1987. p. 37-67.
2. Agence de la santé publique du Canada. Mesurer la santé mentale positive au Canada : soutien social [Internet]. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; [modification le 3 mai 2016; consultation le 21 déc. 2018]. En ligne à : <https://www.canada.ca/fr/sante-publique/services/publications/vie-saine/mesurer-sante-mentale-positive-canada-soutien-social.html>
3. Caron J. Predictors of quality of life in economically disadvantaged populations in Montreal. *Soc Indic Res*. 2012; 107(3):411-27. doi:10.1007/s11205-011-9855-0.
4. Caron J. Une validation de la forme abrégée de l'Échelle de provisions sociales : l'ÉPS-10 items. *Santé Ment Qué*. 2013;38(1):297-318. doi:10.7202/1019198ar.
5. Wang RA, Davis OS, Wootton RE, Mottershaw A, Haworth CM. Social support and mental health in late adolescence are correlated for genetic, as well as environmental, reasons. *Sci Rep*. 2017;7(1):13088. doi:10.1038/s41598-017-13449-2.
6. Barth J, Schneider S, Von Känel R. Lack of social support in the etiology and the prognosis of coronary heart disease: a systematic review and meta-analysis. *Psychosom Med*. 2010;72(3): 229-238. doi:10.1097/PSY.0b013e3181d01611.
7. Holt-Lunstad J, Smith TB, Layton JB. Social relationships and mortality risk: a meta-analytic review. *PLoS Med*. 2010; 7(7):e1000316. doi:10.1371/journal.pmed.1000316.
8. Sherbourne CD, Stewart A. The MOS Social Support Survey [Internet]. Santa Monica (CA) : RAND Corporation; 1993 [consultation le 21 déc. 2018]. En ligne à : <https://www.rand.org/pubs/reprints/RP218.html>
9. Vaux A, Riedel S, Stewart, D. Modes of social support: the Social Support Behaviors (SS-B) Scale. *Am J Community Psychol*. 1987;15(2):209-237. doi:10.1007/BF00919279.
10. Zimet GD, Dahlem NW, Zimet SG, Farley GK. The multidimensional scale of perceived social support. *J Pers Assess*. 1988;52(1):30-41. doi:10.1207/s15327752jpa5201\_2.
11. Weiss RS. The provisions of social relationships. Dans : Rubin Z (dir.). *Doing unto others*. Englewood Cliffs (NJ) : Prentice Hall; 1974. p. 17-26.
12. Cutrona CE, Cole V, Colangelo N, Assouline SG, Russell DW. Perceived parental social support and academic achievement: an attachment theory perspective. *J Pers Soc Psychol*. 1994;66(2): 369-378. doi:10.1037/0022-3514.66.2.369.

13. Russell DW, Altmaier E, Van Velzen D. Job-related stress, social support, and burnout among classroom teachers. *J Appl Psychol.* 1987;72(2):269-274. doi: 10.1037/0021-9010.72.2.269.
14. Constable JF, Russell DW. The effect of social support and the work environment upon burnout among nurses. *J Hum Stress.* 1986;12(1):20-26. doi: 10.1080/0097840X.1986.9936762.
15. Perera HN. Construct validity of the Social Provisions Scale: a bifactor exploratory structural equation modeling approach. *Assessment.* 2016;23(6): 720-733. doi:10.1177/1073191115589344.
16. Caron J. L'échelle de provisions sociales : la validation québécoise du Social Provisions Scale. *Santé Ment Qué.* 1996; 21(2):158-180. doi:10.7202/032403ar.
17. Cutrona CE. Transition to college: loneliness and the process of social adjustment. Dans : Peplau LA, Perlman D (dir.). *Loneliness: a sourcebook of current theory, research, and therapy.* New York (NY) : Wiley Interscience; 1982. p. 291-309.
18. Perera HN, DiGiacomo M. The role of trait emotional intelligence in academic performance during the university transition: an integrative model of mediation via social support, coping, and adjustment. *Pers Individ Dif.* 2015; 83:208-213. doi:10.1016/j.paid.2015.04 .001.
19. Dunkle JH, Friedlander WL. Contribution of therapist experience and personal characteristics to the working alliance. *J Couns Psychol.* 1996;43(4): 456-460. doi:10.1037/0022-0167.43.4.456.
20. Baron RS, Cutrona CE, Hicklin D, Russell DW, Lubaroff DM. Social support and immune function among spouses of cancer patients. *J Pers Soc Psychol.* 1990;59(2):344-352. doi:10.1037/0022-3514.59.2.344.
21. Fleury MJ, Ngui AN, Bamvita JM, Grenier G, Caron J. Predictors of healthcare service utilization for mental health reasons. *Int J Environ Res Public Health.* 2014;11(10):10559-10586. doi:10.3390/ijerph111010559.
22. Caron J, Liu A. Factors associated with psychological distress in the Canadian population: a comparison of low-income and non low-income subgroups. *Community Ment Health J.* 2011;47(3):318-330. doi:10.1007/s10597 -010-9306-4.
23. Caron J, Lecompte Y, Stip E, Renaud S. Predictors of the quality of life in schizophrenia. *Community Ment Health J.* 2005;41(4):399-417. doi:10.1007 /s10597-005-5077-8.
24. Caron J, Mercier C, Martin A, Stip E. Le rôle du soutien social, du fardeau familial et de la satisfaction des services dans la détresse psychologique et la qualité de vie des familles de personnes atteintes de schizophrénie. *Santé Ment Qué.* 2005;30(2):165-182. doi: 10.7202/012144ar.
25. Lecomte Y, Stip E, Caron J, Renaud S. Une étude exploratoire de l'adaptation de personnes souffrant de schizophrénie. *Santé Ment Qué.* 2007;32(1):137- 158. doi:10.7202/016513ar.
26. Houle J, Mishara B, Chagnon F. Le soutien social peut-il protéger les hommes de la tentative de suicide? *Santé Ment Qué.* 2007;30(2):61-84. doi:10.7202 /012139ar.
27. Sinclair F, Naud J. Soutien social et émergence du sentiment d'efficacité parentale : une étude pilote de la contribution du programme ÉcoFamille. *Santé Ment Qué.* 2005;30(2):193-208. doi:10.7202/012145ar.
28. Steigen AM, Bergh D. The Social Provisions Scale: psychometric properties of the SPS-10 among participants in nature-based services. *Disabil Rehabil.* 2019;41(14):1690-1698. doi: 10.1080/09638288.2018.1434689.
29. Iapichino E, Rucci P, Corbani IE et al. Development and validation of an abridged version of the Social Provisions Scale (SPS-10) in Italian. *J Psychopathol.* 2016;22:157-163.
30. Agence de la santé publique du Canada. Infobase sur le cadre d'indicateurs de surveillance de la santé mentale positive [Internet]. Ottawa (Ont.) : Gouvernement du Canada; 2016 [modification le 10 juillet 2018; consultation le 13 mars 2019]. En ligne à : <https://sante-infobase.canada.ca/>
31. Statistique Canada. Income variables and source in the Canadian Community Health Survey Share File. Rapport interne. Ottawa (Ont) : Statistique Canada; 2018.
32. Mawani FN, Gilmour H. Validation de l'autoévaluation de la santé mentale. *Rapports sur la santé.* 2010;21(3): 65-80.
33. Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). *OECD Guidelines on Measuring Subjective Well-being.* Paris (Fr) : OCDE; 2013. doi:10.1787/9789264191 655-en.
34. Carpiano RM, Hystad PW. "Sense of community belonging" in health surveys: what social capital is it measuring? *Health Place.* 2011;17(2):606-617. doi:10.1016/j.healthplace.2010.12.018.
35. Keyes CL. Brief description of the Mental Health Continuum Short Form (MHC-SF) [Internet]. Atlanta (GA): Emory University; 2009 [consultation le 21 déc. 2018]. En ligne à : <https://www.aacu.org/sites/default/files/MHC -SFEnglish.pdf>
36. Lamers SM, Westerhof GJ, Bohlmeijer ET, ten Klooster PM, Keyes CL. Evaluating the psychometric properties of the mental health continuum-short form (MHC-SF). *J Clin Psychol.* 2011; 67(1):99-110. doi:10.1002/jclp.20741.
37. Kessler RC, Barker PR, Colpe LJ et al. Screening for serious mental illness in the general population. *Arch Gen Psychiatry.* 2003;60(2):184-189. doi: 10.1001/archpsyc.60.2.184.
38. Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ et al. Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychol Med.* 2002;32(6):959-976. doi:10.1011 /archpsyc.60.2.184.
39. Tabachnick BG, Fidell LS, Ullman JB. *Using multivariate statistics.* Boston (MA) : Pearson; 2007.
40. Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling.* 1999;6(1):1-55. doi:10.1080/107055199 09540118.

41. Janda LH. Psychological testing: theory and applications. Boston (MA) : Allyn & Bacon; 1998.

42. Podsakoff PM, MacKenzie SB, Lee JY, Podsakoff NP. Common methods bias in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *J App Psych.* 2003; 88(5):879-903. doi:10.1037/0021-9010.88.5.879.

43. Hambleton RK, Jones RW. An NCME instructional module on comparison of classical test theory and item response theory and their applications to test development. *Educ Meas-Issues Pra.* 1993;12(3):38-47. doi:10.1111/j.1745-3992.1993.tb00543.x.