

Des outils pour l'approche communautaire : d'évaluation, de coordination et de soutien aux intervenants et intervenantes

L'Échelle de provisions sociales : une validation québécoise

L'Échelle de provisions sociales : Quebec validation of the Social Provisions Scale

Jean Caron

Volume 21, Number 2, automne 1996
Intégration sociale et soutien communautaire

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/032403ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/032403ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Revue Santé mentale au Québec

ISSN

0383-6320 (print)

1708-3923 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Caron, J. (1996). L'Échelle de provisions sociales : une validation québécoise. *Santé mentale au Québec*, 21(2), 158–180. <https://doi.org/10.7202/032403ar>

Article abstract

This article presents the results of the Quebec validation of the Social Provisions Scale (Cutrona et Russell, 1989). L'échelle de provision sociales was administered to 790 people in the course of two studies. The first one included 387 university students of first level and the second was realized with 266 people from the general population, 79 welfare recipients and 58 persons with a diagnosis related to psychosis. The results show that the scale presents a good internal coherence and a satisfying temporal stability, thus assuring the fidelity of the instrument. The factorial analyses have not reproduced exactly the same profile as the original instrument, however the moderate correlations between the different social provisions sustain the validity of the multidimensional construct of social support. Moreover, analyses of the variance and the discriminating analysis allow to acknowledge that the sub-scales have a high discriminating power; they allow to distinguish the general population from welfare recipients and people suffering from psychosis. Finally, norms are presented for the general population.



L'Échelle de provisions sociales : une validation québécoise¹

Jean Caron*

Cet article présente les résultats de la validation québécoise du Social Provisions Scale (Cutrona et Russel, 1989). L'Échelle de provisions sociales a été administrée à 790 personnes au cours de deux études. La première comporte 387 étudiants universitaires de premier cycle et la seconde, 266 personnes de la population générale, 79 bénéficiaires d'aide sociale et 58 personnes ayant reçu un diagnostic relatif à la psychose. Les résultats montrent que l'échelle présente une bonne cohérence interne et une stabilité temporelle satisfaisante, assurant ainsi la fidélité de l'instrument. Les analyses factorielles n'ont pas reproduit exactement le même profil que l'instrument original, toutefois les corrélations modérées entre les différentes provisions sociales soutiennent la validité du construit multidimensionnel du support social. De plus, des analyses de la variance et l'analyse discriminante permettent de constater que les sous-échelles ont un pouvoir discriminant élevé, elles permettent de distinguer la population générale, les bénéficiaires d'aide sociale et les personnes psychotiques. Enfin, les normes sont présentées pour la population générale.

Le support social est maintenant reconnu comme un facteur essentiel à l'adaptation humaine. Alors que des auteurs le tiennent pour une variable tampon, produisant un effet parapluie entre les événements générateurs de stress et le développement d'une symptomatologie (Cohen et Wills, 1985), d'autres lui attribuent une valeur intrinsèque nécessaire à l'adaptation (Bruhn et Philips, 1984, voir Brugha, 1988; Cooke, 1986; Caron, 1989, 1995). Berkman et Syme (1985) ont montré que le taux de mortalité et de morbidité était de deux à cinq fois supérieur chez les personnes isolées socialement, indépendamment de l'état de santé et des facteurs de risque. D'autres études spécifiques à la santé mentale démontrent clairement le lien entre la sévérité des désordres émotionnels et la qualité du support social disponible (Andrews et al., 1978; Biegel et al., 1984; Kessler et McLeod, 1985; Bell, 1981; Caplan et Killilea, 1976).

* L'auteur est professeur au Département des Sciences du comportement humain à l'Université du Québec en Abitibi-Témiscamingue et chercheur associé à l'Unité de recherche psychosociale de l'Hôpital Douglas.

La tendance initiale des études empiriques sur le support social était de considérer ce concept comme un construit unidimensionnel et de produire des analyses à partir de mesures globales de ce support. On a développé au cours de la dernière décennie une autre perspective qui le considère comme un concept multidimensionnel. Plusieurs chercheurs (Heller et al., 1986; Cutrona et Russell, 1990) en ont décrit les composantes et tenté d'évaluer la contribution de chacune sur différents indicateurs de santé mentale.

La contribution théorique de Weiss (1973) est particulièrement importante afin de comprendre l'importance des relations sociales pour le maintien de l'équilibre. Il décrit cinq fonctions du support social qui permettent d'atteindre cet équilibre : l'intégration émotionnelle, l'intégration sociale, l'occasion de se sentir utile et nécessaire, l'assurance de sa valeur et l'acquisition d'aide concrète et matérielle.

D'autres modèles théoriques multidimensionnels ont été proposés (Cohen et al., 1985; Cobb, 1979; Kahn, 1979; Shaeter et al., 1981). Ces conceptions ont généré différents instruments de mesure; et plusieurs études empiriques ont tenté de vérifier l'indépendance des dimensions formulées au plan théorique, à partir d'analyses factorielles. Certaines (voir Cutrona et Russell, 1990) montrent des corrélations très élevées entre les composantes du support, laissant entendre l'existence d'un nombre relativement restreint de dimensions. House et Kahn (1985) suggèrent d'ailleurs de limiter ces dimensions à deux : le support émotionnel et l'aide tangible et matérielle. Des études récentes ont toutefois permis de vérifier empiriquement l'indépendance de plusieurs composantes du support social (Brookings et Bolton, 1988; Cutrona et Russel, 1987; Vaux et al., 1987).

Après une étude des perspectives proposées, Cutrona et Russell (1989) en arrivent à dégager cinq dimensions communes à ces modèles : le support émotionnel, l'intégration sociale, le support de valorisation personnelle (*self-esteem support*), l'aide tangible (instrumentale et matérielle) et le support informatif permettant la résolution de problèmes. Ces auteurs reconnaissent une dimension supplémentaire fondamentale qui provient du modèle de Weiss (1973). Il ne s'agit pas, cette fois-ci, d'un apport du réseau social, mais plutôt de la contribution personnelle de l'individu au bien-être de certaines personnes du réseau. Le besoin de se sentir utile et nécessaire peut paraître de prime abord uniquement altruiste, mais son actualisation permet à l'individu d'accroître son estime personnelle. Ces auteurs ont développé l'Échelle de provisions sociales (*Social Provisions Scale, SPS*) qui est fondée sur six provisions : le support émotionnel (*attachment*), l'intégration sociale (*social integration*),

la réassurance de sa valeur (*reassurance of worth*), l'aide matérielle (*reliable alliance*), les conseils et les informations (*guidance*) et le besoin de se sentir utile (*opportunity for nurturance*). Le terme de provision n'est pas fortuit; il provient d'une conception écologique du comportement humain qui préconise que pour se développer et s'épanouir l'être humain, comme les autres espèces, a besoin d'avoir accès à un certain nombre de ressources et de les préserver, et les ressources sociales en constituent un aspect fondamental (Caron, 1988, 1996; Hobfoll, 1989).

Cet instrument permet d'évaluer la perception du soutien reçu pour chacune de ces dimensions. Sa validation a été réalisée auprès d'un vaste échantillon de 1792 personnes. Il a une consistance interne variant de 0,85 à 0,92 selon les études. Le coefficient alpha pour les sous-échelles va de 0,64 à 0,76. Des analyses factorielles ont permis de vérifier l'indépendance des dimensions tout en identifiant un facteur de second niveau qui représente une dimension globale de soutien. L'instrument démontre une validité concomitante par des corrélations positives avec plusieurs instruments : satisfaction du soutien reçu (*Social Support Questionnaire* : Sarason et al., 1983), la taille du réseau social et les comportements de support (*Index of Socially Supportive Behaviors* : Barrera et al., 1981), et les attitudes envers le support (*Attitudes toward use of social support*, Eckenrode, 1983). Par contre, cette échelle est peu reliée à la désirabilité sociale : $r = 0,12$ (*Marlowe-Crowne Social Desirability* : Crowne et Marlowe, 1964). Quant à sa validité de construit, l'instrument est négativement relié à l'Échelle de dépression de Beck (Beck et al., 1961) et à la névrose, tel que mesuré par l'Inventaire de personnalité de Eysenck (Eysenck et Eysenck, 1975). En outre, plusieurs composantes du support mesurées par l'échelle se sont montrées négativement reliées au développement d'une symptomatologie suite à la survenue de stressors particuliers. En guise d'illustration, les femmes primipares présentent moins de symptômes dépressifs lorsqu'elles peuvent bénéficier de conseils et d'informations et d'intégration sociale; des enseignants et des infirmières qui reçoivent un niveau élevé de support permettant une réassurance de leur valeur présentent moins de symptômes de burn-out (Cutrona et Russell, 1987).

Étant donné l'importance grandissante de la recherche sur le support social, et comme il n'existe à notre connaissance aucun instrument validé en français au Québec qui permette d'en mesurer les composantes, il a paru opportun de procéder à la traduction et à la validation du *Social Provisions Scale*. Cette échelle du SPS s'appuie sur un cadre conceptuel rigoureux et a subi un exercice de validation fort élaboré. Le présent article décrit le processus de validation de l'ÉPS, qui s'appuie

sur la procédure de validation transculturelle proposée par Vallerand (1988).

MÉTHODE

Questionnaire

L'Échelle de provisions sociales (ÉPS) est composée de 24 items mesurant six dimensions du support social ; chacune des dimensions est mesurée par quatre items dont deux des énoncés sont formulés positivement alors que les deux autres le sont de façon négative. Il s'agit d'une échelle de type Likert qui permet de déterminer le niveau d'accord du répondant avec chacun des énoncés sur une échelle de quatre points : 1 équivalait à *fortement en désaccord* et 4 à *fortement en accord*. Les items se répartissent dans les sous-échelles de la façon suivante : l'attachement (2, 11, 17, 21), l'aide tangible et matérielle (1, 10, 18, 23), les conseils (3, 12, 16, 19), l'intégration sociale (5, 8, 14, 22), l'assurance de sa valeur (6, 9, 13, 20) et le besoin de se sentir utile et nécessaire (4, 7, 15, 24). Il est à noter que les items 2, 3, 6, 9, 10, 14, 15, 18, 19, 21, 22 et 24 sont formulés de façon négative et que leur cote d'évaluation doit être inversée lors de la compilation des scores des sous-échelles et du score total de l'échelle. Le score total de l'échelle globale varie entre 0 et 96 et ceux des sous-échelles entre 0 et 16. La version traduite de l'Échelle de provisions sociales est présentée au tableau 1.

Tableau 1. L'Échelle de provisions sociales
L'Échelle de provisions sociales

Nous vous demandons de répondre le plus honnêtement possible au questionnaire suivant ; il s'agit d'évaluer votre niveau d'accord ou de désaccord avec chacun des énoncés.

Vous inscrivez sur l'espace adjacent le chiffre qui correspond à votre niveau d'accord.

Il n'y a pas de bonnes ou de mauvaises réponses ; lorsque vous y répondrez, essayez de penser aux personnes qui vous entourent.

Fortement en désaccord	En désaccord	D'accord	Fortement en accord
1	2	3	4
1.	Il y a des personnes sur qui je peux compter pour m'aider en cas de réel besoin.		
2.	J'ai l'impression que je n'ai aucune relation intime avec les autres.		
3.	Je n'ai personne à qui m'adresser pour m'orienter en période de stress.		
4.	Il y a des personnes qui nécessitent mon aide.		
5.	Il y a des personnes qui prennent plaisir aux mêmes activités sociales que moi.		
6.	Les autres ne me considèrent pas compétent.		
7.	Je me sens personnellement responsable du bien-être d'une autre personne.		
8.	J'ai l'impression de faire partie d'un groupe de personnes qui partagent mes attitudes et mes croyances.		

9. Je ne crois pas que les autres aient de la considération pour mes aptitudes et habiletés.
 10. Si quelque chose allait mal, personne ne viendrait à mon aide.
 11. J'ai des personnes proches de moi qui me procurent un sentiment de sécurité affective et de bien-être.
 12. Il y a quelqu'un avec qui je pourrais discuter de décisions importantes qui concernent ma vie.
 13. J'ai des relations où sont reconnus ma compétence et mon savoir-faire.
 14. Il n'y a personne qui partagent mes intérêts et mes préoccupations.
 15. Il n'y a personne qui se fie réellement sur moi pour son bien-être.
 16. Il y a une personne fiable à qui je pourrais faire appel pour me conseiller si j'avais des problèmes.
 17. Je ressens un lien affectif fort avec au moins une autre personne.
 18. Il n'y a personne sur qui je peux compter pour de l'aide si je suis réellement dans le besoin.
 19. Il n'y a personne avec qui je me sens à l'aise pour parler de mes problèmes.
 20. Il y a des gens qui admirent mes talents et habiletés.
 21. Il me manque une relation d'intimité avec quelqu'un.
 22. Personne n'aime faire les mêmes activités que moi.
 23. Il y a des gens sur qui je peux compter en cas d'urgence.
 24. Plus personne ne nécessite mes soins ou mon attention désormais.
-

Procédure

Une première version française de l'ÉPS a été réalisée par l'auteur, qui s'est adjoint le concours d'un conseiller de l'Office de la Langue française du Québec. Cette première version, accompagnée de la version originale, a été soumise à quatre professeurs d'université bilingues, enseignant dans le domaine de la psychologie ou du travail social. Nous leur avons demandé de vérifier la qualité de la traduction et de faire des suggestions quand, à leur avis, certains items s'écartaient de la version originale. Un certain nombre d'items ont été ainsi identifiés et une traduction alternative faisant l'objet d'un consensus a alors été retenue. Puis, une rétro-traduction du français à l'anglais a été réalisée par une universitaire de sciences sociales, d'origine américaine, établie au Québec depuis 10 ans et possédant une bonne maîtrise du français. Cet exercice a permis d'identifier deux items qui ne permettaient pas de retourner à la version originale : ils firent l'objet d'une nouvelle traduction qui fut de nouveau discutée et acceptée en comité.

Un prétest fut réalisé auprès de 15 personnes, invitées à encercler les items ambigus afin de vérifier la clarté des énoncés. Aucune n'a éprouvé de difficultés.

Afin de vérifier la validité concomitante et la validité de contenu de l'échelle traduite, la version préliminaire française et la version anglaise furent soumises à 30 sujets bilingues, qui les ont complétées. Afin

de vérifier leur degré de bilinguisme, la méthode de Gonzales-Reigoza (1976) modifiée par Vallerand et Halliwell (1983) fut adoptée. Des tests *t* furent appliqués pour chacun des items, chacune des sous-échelles et pour le score total, afin de vérifier l'équivalence des réponses. Bien qu'aucune différence significative ($p < 0,05$) n'ait été constatée pour le score global de l'échelle et pour les sous-échelles, des différences significatives sont apparues pour deux items. Une des auteurs du SPS, Carolyn Cutrona, fut alors consultée afin de connaître le sens exact de ces deux énoncés et ces items furent retraduits. À titre d'exemple, l'item 21 « *I lack a feeling of intimacy with another person* » avait été d'abord traduit : « *Je déplore une absence d'intimité avec une autre personne* » ; la nouvelle version a retranché la dimension de regret contenu dans la version française et la traduction retenue est devenue : « *Il me manque une relation d'intimité avec quelqu'un.* »

Description des échantillons

Deux études sont réalisées : la première regroupe des étudiants de premier cycle de l'Université du Québec en Abitibi-Témiscamingue et la seconde porte sur un échantillon aléatoire de la population générale et de bénéficiaires d'aide sociale de même que sur une population de personnes ayant reçu un diagnostic relié à la psychose.

Première étude : les étudiants

Le premier échantillon se compose de 387 étudiants de premier cycle. Leur distribution selon les programmes d'étude est la suivante : 99 étudient en psycho-éducation, 94 en administration, 45 en service social, 37 en comptabilité, 34 en science infirmière, 25 en éducation, 22 en science appliquée et enfin 33 se répartissent dans divers programmes. L'âge moyen des 234 femmes ayant participé à cette étude est de 27,8 ans ($s = 7$) et celui des 153 hommes est de 26,4 ($s = 7,1$). Le questionnaire fut rempli dans le cadre de cours en séances d'environ 30 minutes.

Seconde étude : population générale, bénéficiaires d'aide sociale, personnes ayant reçu un diagnostic relié à la psychose

Cette étude fut réalisée dans le cadre d'un travail plus vaste portant sur la qualité de vie et l'intégration communautaire de bénéficiaires au long cours de services psychiatriques (Tempier et al., 1995 ; Caron et al., 1997). Les échantillons proviennent de deux villes de l'Abitibi-Témiscamingue : Val-d'Or et Malartic.

L'échantillon de la population générale se compose de 266 personnes qui ont renvoyé le questionnaire après un envoi postal à 500 personnes sélectionnées au hasard à partir des listes électorales des municipalités ; le taux de réponse est de 53,2 %. L'âge moyen des 157 femmes est de 46,3 ans ($s = 15,8$) et celui des 109 hommes est de 45,8 ans ($s = 13,2$). Près de 78 % sont mariés, 9,8 % sont célibataires et 10 % sont séparés ou divorcés ; leur niveau de scolarité moyen est de 11,4 années ($s = 2,8$).

L'échantillon final de bénéficiaires d'aide sociale est composé de 79 personnes. Les noms et adresses de 320 bénéficiaires, tirés au hasard, nous furent transmis par le ministère de la Main-d'Œuvre et de la Sécurité du revenu du Québec sur autorisation de la Commission d'accès à l'information. Suite à une nouvelle sélection aléatoire, 171 personnes, contactées par téléphone, furent sollicitées pour participer à l'étude ; 80 acceptèrent, soit 47 %. Les questionnaires furent complétés lors d'entrevues individuelles. Une des personnes n'a pu répondre à toutes les questions et son questionnaire fut rejeté. Cet échantillon est composé de 40 femmes et de 39 hommes. L'âge moyen des hommes est de 39,1 ans ($s = 11,8$) et celui des femmes, de 38,7 ($s = 15,6$). Seulement 34,1 % sont mariés, 19,1 % sont célibataires et 51,5 % sont séparés ou divorcés ; leur niveau de scolarité moyen est de 9,9 années ($s = 2,80$).

Les personnes psychotiques, au nombre de 58, et pour la plupart bénéficiaires d'un service externe de psychiatrie, se répartissent selon les diagnostics suivants : schizophrénie (73,7 %), maladies affectives majeures (16,8 %), autre diagnostic (9,5 %). Près de 86 % reçoivent des médicaments antipsychotiques. Le nombre moyen d'hospitalisation au cours des sept dernières années fut de 2,2 ($s = 2,8$). Cet échantillon comprend le même nombre d'hommes que de femmes. L'âge moyen des hommes est de 45,3 ans ($s = 8,8$), celui des femmes, 48,8 ($s = 11,8$). Seulement 25,9 % sont mariés, 22,8 % sont célibataires, enfin 33 % sont séparés ou divorcés ; leur niveau de scolarité moyen est de 8,9 années ($s = 3,9$).

Résultats

Le tableau 2 présente les moyennes et les écarts-types de l'instrument original en langue anglaise (SPS) et ceux obtenus pour les trois échantillons québécois avec l'ÉPS. L'échantillon américain est composé de 1792 personnes : 1183 étudiants, 303 enseignants et 306 infirmières.

Tableau 2
Moyennes et écarts-types pour l'Échelle de provisions sociales (ÉPS) et pour le Social Provisions Scale (SPS)

Sous-échelles	Échantillons américains (N = 1,792) M	Étudiants québécois (N = 387) M	Population générale (N = 266) M	Assistés sociaux (N = 79) M	Personnes psychotiques (N = 58) M
Attachement	13,72 (2,42) ¹	13,72 (2,15)	13,01 (2,07)	11,90 (1,70)	10,93 (2,27)
Conseils	14,18 (2,23)	13,63 (2,01)	12,95 (2,16)	12,37 (2,00)	11,91 (2,39)
Intégration sociale	14,01 (1,90)	12,98 (1,98)	12,44 (1,89)	11,69 (1,63)	11,11 (2,09)
Aide tangible	14,43 (1,91)	13,99 (1,95)	13,83 (1,88)	13,03 (1,51)	12,52 (2,58)
Sentiment d'être utile	12,82 (2,28)	12,30 (1,96)	12,60 (1,81)	12,32 (1,89)	10,26 (2,48)
Assurance de sa valeur	13,29 (2,02)	13,32 (1,83)	12,99 (1,76)	12,18 (1,27)	11,63 (2,04)
Total	82,45 (9,89)	80,74 (9,00)	77,88 (9,23)	73,88 (8,78)	68,60 (10,56)

1. Les écarts-types sont présentés entre les parenthèses.

Les moyennes obtenues pour les échantillons québécois (étudiants et population générale) sont très similaires à celles obtenues avec l'échantillon américain. Dans l'ensemble, elles sont légèrement inférieures, sauf pour la sous-échelle d'intégration sociale, où un écart de plus de 1 point sépare les échantillons.

De façon systématique, les femmes obtiennent des scores supérieurs sur chacune des sous-échelles et au score total de l'instrument, et cela pour les trois échantillons québécois. Ces différences sont toutefois minimales, variant de 0,1 % à 5,2 % selon les sous-échelles et les échantillons. Ces résultats sont comparables à ceux de Cutrona et Russell (1987), qui observent également des scores supérieurs pour les femmes avec des variations de 0,2 % à 3,5 %. Toutefois, en raison de la taille de l'échantillon américain, les différences sont significatives pour le score global et toutes les sous-échelles. Dans la présente étude, les différences ne sont significatives que dans le cas de l'aide tangible pour la population générale de même que pour le besoin de se sentir utile dans le groupe de bénéficiaires d'aide sociale (t . minimum = 1,95, $p < 0,05$).

Il existe des différences significatives entre la population générale, les bénéficiaires d'aide sociale et les personnes psychotiques. L'analyse de variance a été utilisée pour comparer la moyenne entre les groupes pour chacune des composantes, et l'épreuve de Sheffe a servi aux comparaisons entre chaque paire de groupes ($p < 0,05$). Des différences entre les groupes apparaissent pour chacune des composantes du support (F minimum = 5,71, $df = 397$, $p < 0,01$). La population générale perçoit plus de soutien que les patients psychiatriques pour toutes les composantes du support social; et davantage que les assistés sociaux pour toutes les composantes, sauf la possibilité de se sentir utile et nécessaire. Les patients perçoivent moins de soutien que les assistés sociaux pour leur attachement et se sentent moins utiles et nécessaires. Ils sont toutefois comparable à ce groupe pour la réassurance de leur valeur, l'aide tangible et matérielle, l'intégration sociale et pour l'obtention de conseils. La population générale perçoit recevoir plus de soutien pour l'ensemble de ses provisions sociales ($X = 77,88$, $s = 8,78$) que les assistés sociaux ($X = 73,55$, $s = 7,15$) et les patients psychiatriques ($X = 68,59$, $s = 7,15$). Les assistés sociaux obtiennent un score global supérieur aux patients psychiatriques ($F = 23,90$, $p < 0,001$).

Fidélité

La stabilité temporelle de l'instrument est évaluée après un intervalle d'un mois auprès d'un échantillon de 62 étudiants (51 femmes et 11 hommes) dont l'âge moyen est de 27 ans ($s = 7,4$). Une corrélation de Pearson test-retest de 0,66 est obtenue pour le score global, ce qui s'avère satisfaisant après une telle période. L'instrument d'origine n'ayant jamais subi d'épreuve de stabilité temporelle, il est impossible de comparer nos résultats.

Tableau 3

Alpha de Cronbach portant sur les sous-échelles du SPS et de l'ÉPS et sur les résultats globaux des deux échelles

Sous-échelles	Échantillons américains (N = 1,792) alpha	Étudiants québécois (N = 387) alpha	Population générale (N = 266) alpha	Assistés sociaux (N = 79) alpha	Personnes psychotiques (N = 58) alpha	Échantillons québécois (N = 790) alpha
Attachement	0,74	0,57	0,65	0,37	0,49	0,83
Conseils	0,76	0,57	0,72	0,76	0,59	0,82
Intégration sociale	0,67	0,55	0,49	0,49	0,39	0,82
Aide tangible	0,65	0,58	0,72	0,66	0,78	0,73
Sentiment d'être utile	0,66	0,47	0,39	0,66	0,56	0,83
Assurance de sa valeur	0,66	0,74	0,67	0,66	0,57	0,88
Total	0,91	0,87	0,88	0,87	0,87	0,96

L'alpha de Cronbach a été utilisé afin de vérifier la consistance interne de l'instrument. Un alpha de 0,88 est obtenu pour l'échantillon de la population générale et des alphas de 0,87 pour les trois autres échantillons (tableau 3). Lorsque les quatre échantillons québécois sont réunis en un seul ($N = 790$), l'alpha atteint alors 0,96. Ces résultats démontrent une excellente consistance interne de l'instrument et sont comparables à ceux qui sont obtenus pour la version originale ; l'alpha pour l'ensemble des échantillons québécois est même supérieur. Les alphas obtenus pour chacune des sous-échelles sont légèrement plus faibles que ceux de la version originale lorsqu'ils sont calculés de façon distincte pour chacun des échantillons québécois. Ils varient alors pour l'attachement entre 0,37 et 0,65 ; pour les conseils, entre 0,57 et 0,76 ; pour l'intégration sociale, entre 0,37 et 0,55 ; pour l'aide tangible, entre 0,58 et 0,78 ; pour le besoin de se sentir utile et nécessaire, entre 0,39 et 0,56 ; enfin les alphas obtenus pour la réassurance de sa valeur s'étendent de 0,57 à 0,74. Lorsque sont réunis les échantillons québécois, les alphas obtenus pour toutes les sous-échelles sont toutefois supérieurs à la version originale, ils varient alors entre 0,73 et 0,88.

Selon Martinez Arias (1995) et Gulliksen (1950), deux facteurs contribuent à la variabilité du coefficient de fidélité : la taille de l'échantillon et le nombre d'items que comporte l'instrument. Ainsi, plus l'échantillon est grand, plus le coefficient alpha sera élevé en raison de l'augmentation de la variance ; c'est donc en vertu de ce principe que les alphas obtenus pour les échantillons québécois réunis sont supérieurs à ceux qui apparaissent pour chacun d'entre eux. Le même principe s'applique pour le nombre d'items : plus le nombre est élevé, plus le coefficient aura tendance à s'accroître. Ces auteurs suggèrent que l'alpha devrait excéder 0,70 pour un instrument comportant 10 items et plus. Par ailleurs, il devrait se situer autour de 0,50 lorsqu'une échelle comporte quatre items, comme dans le cas des sous-échelles de l'ÉPS. Lorsque les échantillons sont considérés séparément, des alphas plus faibles apparaissent à trois occasions : pour le sentiment de se sentir utile dans l'échantillon de la population générale (0,39), pour l'attachement dans celui des personnes assistées sociales (0,37) et enfin pour l'intégration sociale chez les patients psychiatriques (0,39). Il faut toutefois signaler que la taille des deux derniers échantillons est fort modeste et que toutes les sous-échelles obtiennent des alphas supérieurs à 0,70 lorsque les échantillons sont réunis. L'ensemble des résultats suggère donc que l'ÉPS présente des caractéristiques très acceptables de fidélité.

Validité

La validité de construit est évaluée dans un premier temps à partir des corrélations entre les sous-échelles et en les comparant avec celles ob-

tenues dans la version originale. Seules les corrélations portant sur les échantillons d'étudiants sont présentées au tableau 4 puisqu'il s'agit de l'échantillon principal de Cutrona et Russell (1989). La théorie sur laquelle s'appuie le SPS postule que le support social est multidimensionnel, ce qui fut vérifié par l'analyse factorielle qui a permis d'identifier six facteurs. Toutefois, ces auteurs ont également trouvé un facteur de second niveau représentant une mesure globale de support. Chacune des sous-échelles constitue donc également un indicateur de la satisfaction globale de support social, ce qui implique l'obtention de corrélations modérées entre les sous-échelles. L'examen des corrélations des sous-échelles de la version originale suggère plutôt des relations élevées entre les dimensions, les corrélations variant de 0,55 à 0,99. La version traduite semble refléter une plus grande indépendance des dimensions avec des corrélations modérées mais significatives (p minimum $< 0,05$) variant entre 0,31 et 0,66. Néanmoins, toutes les dimensions de la version québécoise sont fortement reliées au score global de support (r minimum = 0,61 $p < 0,001$ et r maximum 0,83 $p < 0,01$), indiquant ainsi qu'elles constituent également des indicateurs de satisfaction globale des provisions sociales.

Tableau 4

Coefficients de corrélations entre les sous-échelles de l'ÉPS et de la version originale (SPS) à partir des échantillons d'étudiants

	Attachement EPS (SPS)	Conseils EPS (SPS)	Sociale EPS (SPS)	Tangible EPS (SPS)	Utile EPS (SPS)	Valeur EPS (SPS)
Attachement	1,00 (1,00)					
Conseils	0,54 (0,93)					
Sociale	0,39 (0,80)	0,48 (0,89)				
Tangible	0,44 (0,84)	0,66 (0,90)	0,56 (0,91)			
Utile	0,34 (0,63)	0,36 (0,99)	0,31 (0,59)	0,34 (0,77)		
Valeur	0,40 (0,75)	0,44 (0,79)	0,46 (0,79)	0,45 (0,77)	0,38 (0,62)	1,00 (1,00)

Les corrélations obtenues entre les sous-échelles des trois autres échantillons se comportent de la même façon que celles obtenues pour l'échantillon d'étudiants. Elles varient de la façon suivante : la population générale (de 0,31 à 0,69), les bénéficiaires d'aide sociale (de 0,28 à 0,74) et les personnes psychotiques (de 0,20 à 0,72).

Des analyses factorielles en composantes principales ont été effectuées avec les données des échantillons d'étudiants et de la population générale, les deux seuls ayant un nombre suffisant de sujets (tableau 5). La rotation oblique est utilisée et le nombre de facteurs est limité à six afin que les résultats puissent être comparés à la version originale.

Tableau 5
Saturation des énoncés sur les facteurs pour les deux échantillons

Sous-Échelles Items	Étudiants (n = 383)	Population générale (n = 266)
Attachement ¹		
11	0,72	0,65
17	0,62	0,41
21	0,30	0,49
2	0,28	0,65
Aide tangible et matérielle ¹		
23	0,69	0,76
1	0,54	0,63
10	0,36	0,62
18	0,27	0,37
Conseils ¹		
12	0,79	0,78
16	0,70	0,73
3	0,30	0,50
19	(0,20) ²	0,39
Intégration sociale		
5	0,61	(0,05)
8	0,59	(0,24)
22	0,55	0,35
14	(0,16)	0,71
Assurance de sa valeur		
20	0,76	0,43
13	0,73	0,67
6	0,63	0,63
9	0,58	0,76
Se sentir utile et nécessaire		
15	0,76	(0,21)
7	0,68	0,74
24	0,44	(0,22)
4	(0,16)	0,56

1. Les saturations présentées pour ces sous-échelles sont celles qui se regroupent sous un facteur commun.
2. Les saturations entre parenthèse n'atteignent pas le seuil de signification ($p < 0,01$) et obtiennent des saturations supérieures sur d'autres facteurs.

Les six facteurs obtenus rendent compte de 53,8 % de la variance pour l'échantillon d'étudiants et de 56,3 % dans le cas de la population générale. La structure factorielle qui se dégage pour ces deux échantillons ne se conforme pas parfaitement à celle de la version originale. En effet, plusieurs items des sous-échelles *attachement* (2 items des étudiants, 3 items de la population générale), *conseils* (2 items des étudiants, 3 de la population générale), et *aide tangible* (2 items des

étudiants, 2 de la population générale) se regroupent sur un facteur commun. Les autres items de ces sous-échelles obtiennent des saturations supérieures sur d'autres facteurs mais sont tout de même reliés significativement à ce facteur commun, sauf l'item 20 dans le cas de l'échantillon d'étudiants. La sous-échelles *intégration sociale* émerge comme un facteur distinct, par contre l'item 14 pour l'échantillon d'étudiant et l'item 5 pour la population générale obtiennent des saturations supérieures sur d'autres facteurs. Les sous-échelles *assurance de sa valeur* et *le besoin de se sentir utile et nécessaire* apparaissent également comme des facteurs distincts pour les deux échantillons. Dans le cas de l'échelle du *besoin de se sentir utile et nécessaire*, l'item 4 pour l'échantillon d'étudiants ne se comporte pas tel qu'attendu ; les items 15 et 24 pour la population générale obtiennent des saturations plus élevées sur d'autres facteurs.

En utilisant les paramètres proposés par Stevens (1992) afin d'évaluer le niveau de signification des saturations, tous les items ayant une saturation supérieure à 0,26 dans l'échantillon d'étudiants ($n = 383$) et ceux ayant une saturation supérieure à 0,35 dans le cas de la population générale ($n = 266$) sont significativement reliés ($p < 0,01$) au facteur. Seuls les items 4, 14 et 19 pour l'échantillon d'étudiants et les items 5, 15 et 24 pour celui de population générale n'atteignent pas ces critères pour leur facteur respectif. Les saturations rapportées par Cutrona et Russel (1987) pour le SPS varient entre 0,39 et 0,79 et sont significativement reliés à leur facteur respectif ; toutefois la matrice détaillée des saturations n'est pas présentée par ces auteurs.

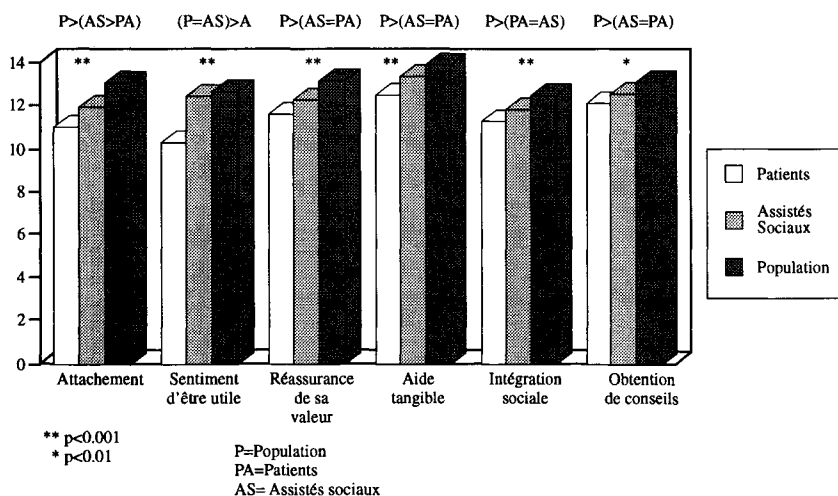
Globalement les résultats de l'analyse factorielle suggèrent une plus grande proximité des sous-échelles *attachement*, *conseils* et *aide tangible et matérielle* dans les échantillons québécois que dans les échantillons américains. Ces résultats sont toutefois paradoxaux et difficiles à expliquer puisque les coefficients de corrélations entre ces mêmes sous-échelles sont moins élevés dans la version originale (SPS) ce qui suggère une plus grande indépendance de ces sous-échelles dans l'ÉPS.

La validité discriminante de l'instrument traduit est toutefois excellente. Comme on l'a vu dans les statistiques descriptives, le score global de l'ÉPS et celui de la plupart des sous-échelles permettent de discriminer la population générale de celle des bénéficiaires d'aide sociale et des personnes psychotiques, et ce conformément aux hypothèses qui peuvent être générées par le construit théorique du support social. La figure 1 illustre ces différences. Une analyse discriminante effectuée à partir des scores des sous-échelles permet de dégager deux

fonctions canoniques significatives. Les coefficients de la première fonction discriminante pour chacune des sous-échelles sont les suivants : attachement 0,53 ; conseils, -0,37 ; se sentir utile, 0,52 ; l'assurance de sa valeur, 0,25 ; l'aide tangible et matérielle 0,12 ; et l'intégration sociale 0,13 ($X^2 = 76,76$, $dl = 12$, $p < 0,001$). Les coefficients de la seconde fonction discriminante pour chacune des sous-échelles sont les suivants : attachement 0,37 ; conseils 0,36 ; se sentir utile -1,00 ; l'assurance de sa valeur 0,51 ; l'aide tangible et matérielle 0,37 ; et l'intégration sociale 0,24 ($X^2 = 15,10$, $dl = 12$, $p < 0,001$). Globalement ces deux fonctions permettent de reclassifier correctement 54 % des individus dans leur groupe d'origine alors que la probabilité théorique n'est que de 33,3 %. Ainsi, 54,8 % des personnes psychotiques sont reclassifiées correctement alors que 33,3 % se confondent avec les bénéficiaires d'aide sociale et 11,9 % seulement avec la population générale. Dans le cas des bénéficiaires d'aide sociale près de 52 %, sont reclassifiés dans leur groupe, 22 % dans les groupes de personnes psychotiques et 19,5 % parmi la population générale. Le pourcentage de reclassifications correctes pour la population générale est de 53,3 %, alors que 28,5 % sont reclassifiés incorrectement parmi les bénéficiaires d'aide sociale et enfin 18,2 % parmi les personnes psychotiques.

Figure 1

Résultat moyen pour chacune des composantes du support social pour les trois groupes



De plus l'ÉPS et ses sous-échelles sont corrélées positivement à l'Échelle de satisfaction des domaines de vie (SLDS) de Baker et Intagliata (1982); ces résultats indiquant que la satisfaction des provisions sociales est reliée à une perception positive de la qualité de vie. En bref, toutes les sous-échelles de l'ÉPS (sauf *se sentir utile et nécessaire*) de même que le score global pour la population générale sont positivement corrélés avec le score total du SLDS avec des coefficients significatifs variant entre 0,31 et 0,41. Pour consulter les analyses détaillées de ces relations pour les trois échantillons (voir Caron et al., 1996).

Les normes

Les normes de l'ÉPS sont présentées pour la population générale au tableau 6. Ces normes comprennent les scores bruts et leur conversion en scores T, en score-type (*Z*) et en centiles. L'étendue des scores bruts est tout à fait acceptable. Cette distribution indique que les individus varient dans leur satisfaction de leurs provisions sociales entre *plus ou moins satisfaits* et *extrêmement satisfaits*. Aucun individu n'obtient un score inférieur à 48, le point limite indiquant moins de satisfaction. Les normes pour la version originale n'ayant pas été développées, aucune comparaison n'est donc possible. Toutefois, comme on l'a vu, les moyennes et les écarts-types sont très similaires à ceux obtenus avec le SPS.

Tableau 6

Table des normes du EPS pour la population générale

Score brut	Score t	Percentile	Score Z
56	25,1	1	-2,49
58	27,3	1	-2,26
59	28,5	1	-2,14
60	29,6	2	-2,03
61	30,7	3	-1,92
62	31,9	4	-1,80
63	33,1	6	-1,69
64	33,6	7	-1,58
65	34,2	8	-1,46
66	35,5	9	-1,35
67	36,5	11	-1,23
68	37,6	13	-1,12
69	38,7	14	-1,01
70	39,9	16	-0,89
71	41,0	21	-0,78
72	42,2	26	-0,66
73	43,3	32	-0,55
74	44,4	37	-0,44
Score brut	Score t	Percentile	Score Z

75	45,6	40	-0,32
76	46,8	44	-0,21
77	47,9	48	-0,10
78	48,9	51	0,01
79	50,1	55	0,12
80	52,4	57	0,24
81	53,5	61	0,35
82	54,7	63	0,47
83	55,8	66	0,58
84	56,9	68	0,69
85	58,1	73	0,80
86	59,2	77	0,92
87	60,3	81	1,03
88	61,5	85	1,15
89	62,6	88	1,26
90	63,7	92	1,37
91	64,9	93	1,49
92	66,1	94	1,60
93	67,2	96	1,72
94	68,4	98	1,83
95	69,5	99	1,94
96	70,6	100	2,06

$X = 77,88$ $s = 8,78$.

Discussion

Les résultats indiquent que notre version québécoise de l'Échelle de provisions sociales présente des caractéristiques satisfaisantes de fidélité. La cohérence interne pour l'ensemble de l'instrument est élevée et comparable à la version originale lorsque les échantillons sont considérés séparément. Elle est toutefois plus élevée que la version originale lorsque les échantillons québécois sont réunis. Les alphas obtenus pour les sous-échelles de chacun des échantillons québécois sont dans l'ensemble un peu plus faible que pour l'échantillon américain (constitué d'un regroupement d'échantillons). Lorsque les échantillons québécois sont regroupés, la cohérence interne de toutes les sous-échelles de la version québécoise est supérieure à celle de la version américaine. Ces résultats sont d'autant plus intéressants que les valeurs des alphas obtenues avec des versions traduites sont habituellement inférieures à celles de la version originale (Vallerand, 1989). La présente étude a de plus démontré la stabilité temporelle de l'instrument, ce qui constitue une contribution intéressante puisque l'instrument américain n'avait pas subi d'épreuve de fidélité test-retest.

Les corrélations modérées entre les sous-échelles soutiennent la validité du construit multidimensionnel du support social mesurée par cette échelle ainsi que la présence d'une dimension globale. La struc-

ture factorielle obtenue avec l'ÉPS ne se conforme pas parfaitement à celle rapportée pour le SPS (Cutrona et Russell, 1989). En effet, plusieurs items des sous-échelles *attachement*, *aide tangible et matérielle* et *conseils* obtiennent des saturations supérieures sur un facteur commun alors que les autres dimensions se comportent sensiblement comme avec le SPS. Ces résultats sont très difficiles à interpréter et paradoxaux, considérant que les corrélations obtenues entre les sous-échelles de l'ÉPS sont plus faibles que celles présentées pour le SPS, ce qui laisse entrevoir une plus grande indépendance de ses sous-échelles que celles de la version originale. Selon Weiss (1973), qui a postulé la théorie sous-jacente au SPS, l'aide tangible et matérielle, l'attachement et dans une moindre mesure les conseils sont des provisions sociales qui proviennent habituellement de personnes proches, comme la famille et les amis intimes. On peut donc s'attendre à une plus grande proximité de ces dimensions; les corrélations de ces sous-échelles sont d'ailleurs légèrement plus élevées entre elles qu'avec les autres.

Toutefois, comme le démontrent l'analyse de variance et l'analyse discriminante, toutes les sous-échelles comme le score global ont un pouvoir discriminant important. Elles permettent de distinguer la population générale de personnes présentant des problèmes de santé mentale. La population générale de la présente étude perçoit plus de soutien que les patients psychiatriques pour toutes les dimensions de ce support (attachement, assurance de sa valeur, intégration sociale, se sentir utile et nécessaire, aide tangible et obtention de conseils). Les résultats obtenus avec l'ÉPS soutiennent ainsi le construit théorique du support social et ses conséquences empiriques voulant que les personnes bénéficiant d'un meilleur soutien social ont également une meilleure santé mentale. Ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus par l'instrument original ou par plusieurs études utilisant d'autres instruments mesurant le support social et son impact sur la santé mentale (Andrews et al., 1978; Biegel et al, 1984; Kessler et McLeod, 1985; Bell, 1981; Caplan et Killilea, 1976).

De plus, sauf pour la provision *se sentir utile et nécessaire*, l'ÉPS permet également de constater que les bénéficiaires d'aide sociale se sentent moins satisfaits pour toutes les dimensions du soutien social que la population générale. Par ailleurs, leur profil de perception du soutien s'apparente davantage à celui du groupe de patients. En effet, bien qu'ils obtiennent des scores légèrement supérieurs à chacune des sous-échelles, ce qui se traduit par un score global de support supérieur, seule la composante *attachement* s'avère significativement plus

élevée. C'est d'ailleurs pour cette composante que les patients psychiatriques perçoivent le moins de support. Comme cet échantillon est principalement composé de personnes psychotiques, ce résultat n'est guère surprenant, car l'attachement implique des relations interpersonnelles intimes, et le développement ou le maintien de telles relations constitue une difficulté majeure pour ces personnes. Il est intéressant de souligner que la plupart des études épidémiologiques en santé mentale rapportent un taux de symptomatologie et de détresse psychologique beaucoup plus élevé dans les populations défavorisées au plan économique (voir Caron et al., 1988). Des carences dans la quantité et la qualité du soutien social des personnes défavorisées (taille du réseau réduite, perceptions des relations plus négatives, isolement social ou affectif) sont également signalées par plusieurs études (Fortin, 1989).

Enfin, Caron et al. (1996) ont montré que la plupart des sous-échelles de l'ÉPS sont corrélées positivement avec l'Échelle de satisfaction des domaines de vie de Baker et Intagliata (1982). Ces résultats sont cohérents avec ceux de Baker et al. (1992), qui ont constaté, dans une recherche récente, que les patients psychiatriques qui réussissent à préserver ou à accroître leur soutien social à travers le temps montrent une augmentation de leur satisfaction des domaines de vie.

L'ÉPS présente sensiblement les mêmes différences entre les hommes et les femmes que la version originale, les femmes étant légèrement plus satisfaites. Seule la taille de l'échantillon américain fait en sorte que les différences entre les sexes sont significatives pour toutes les dimensions du SPS, alors que pour les échantillons québécois, dans l'ensemble, les différences n'atteignent pas les seuils de signification.

Nos résultats semblent donc confirmer la valeur de l'Échelle de provisions sociale dans sa version québécoise. L'ÉPS montre une bonne consistance interne et une stabilité temporelle intéressante. Bien que la structure factorielle ne se conforme pas parfaitement à celle présentée pour le SPS, les corrélations modérées entre les sous-échelles soutiennent le construit théorique multidimensionnel du support social. En outre, les différentes provisions ont un pouvoir discriminant entre diverses populations.

La présente étude, en plus de reproduire le processus de validation de Cutrona et Russell (1989), apporte une contribution originale. En effet, la stabilité temporelle de l'instrument est démontrée pour la première fois. De plus, le processus de validation inclut des populations variées, dont un échantillon de la population générale, ce qui est relativement rare dans les

études de validation. Celles-ci utilisent le plus souvent des échantillons d'étudiants. Les normes, qui n'étaient pas développées pour le SPS, le sont pour la population générale avec l'ÉPS. Au plan méthodologique, une contribution intéressante de l'étude consiste à utiliser l'analyse discriminante afin de démontrer la validité discriminante de l'instrument. Nous croyons que cette analyse devrait faire partie intégrante du processus de validation des instruments, puisqu'elle offre des possibilités plus intéressantes et plus riches que les analyses de variances. On peut y examiner la puissance discriminante des échelles et des sous-échelles, car elle permet de vérifier dans quelle mesure l'instrument peut reclassifier correctement les individus dans leur groupe d'origine.

L'ÉPS enfin possède des caractéristiques psychométriques qui en font un outil valide pour la recherche. C'est à notre connaissance le seul outil de mesure de la perception du support social à avoir subi un processus de validation aussi exhaustif sur une population québécoise. Nous espérons que l'ÉPS permettra aux chercheurs du domaine de la santé ou des sciences sociales de poursuivre leurs efforts afin de mieux comprendre les problématiques de la population québécoise.

Note

1. Nous remercions le Dr. Carolyn E. Cutrona qui nous a donné son accord pour la traduction du Social Provisions Scale. Nous tenons à remercier Solange Réminy, Josée Morissette, Carole Ramsay, Sarah Fiset, Martine Daigle et France Baillargeon qui nous ont assistés lors de la cueillette des données. Sarah Shidler, Ph.D., professeure au département des sciences sociales de l'UQAT a procédé à la rétro-traduction de l'instrument et nous la remercions de sa collaboration. La banque de donnée portant sur la population générale, les assistés sociaux et les personnes psychotiques, est issue d'une recherche réalisée en collaboration avec Raymond Tempier, M.D. (Hôpital Général de Montréal), Céline Mercier, Ph.D. (Hôpital Douglas) et Pierre Léouffre, M.D. (C.H. de Malartic) suite à des subventions obtenues du Ministère de la Santé et des Services Sociaux du Québec et de la Fondation de l'Université du Québec en Abitibi-Témiscamingue.

RÉFÉRENCES

- ANDREWS, G., TENNANT, D., HEWSON, V., 1978, Life stress, social support, coping style and risk of psychological impairment, *Journal of Nervous and Mental Disease*, 166, 307-316.
- BAKER, F., INTAGLIA, J., 1982, Quality of life in the evaluation of community support systems, *Evaluation and Program Planning*, 5, 69-79.

- BAKER, F., JODREY, D., INTAGLIA, J., 1992, Social support and quality of life of community support clients, *Community Mental Health Journal*, 28, 397-311.
- BARRERA, M., SANDLER, I., RAMSAY, T., 1981, Preliminary development of a scale of social support: Studies on college students, *American Journal of Community Psychology*, 9, 434-447.
- BECK, A. T., SANDLER, I., MENDELSON, M., MOCK, J., ERBAUCH, J., 1961, An inventory for measuring depression, *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-569.
- BELL, C. C., 1985, Social support and schizophrenia, *Schizophrenia Bulletin*, 7, 58-72.
- BIEGEL, D. E., NAPARSTEK, A. J., KHAN, M. M., 1982, Social support and mental health in an ethnic neighbourhood, in Biegel D.E. et Naparstek, A., eds., *Community Support Systems and Mental Health*, Springer, New York.
- BERKMAN, L. F., SYME, L. S., 1985, The relationship of social networks and social support to morbidity and mortality, in Cohen S. et Syme, L. S., eds., *Social Support and Health*, Academic Press.
- BROOKINGS, J. B., BOLTON, B., 1988, Confirmatory factor analysis of the Interpersonal Support Evaluation List, *American Journal of Community Psychology*, 16, 137-147.
- CAPLAN, G., KILLILEA, M., 1976, *Support system and Mutual Help: Multidisciplinary Explorations*, Grune and Stanton, New York.
- CARON, J., TEMPIER, R., MERCIER, C., LÉOUFFRE, P., 1997, Components of social support and quality of life, in long term psychiatric patients, in low income individuals and in general population, *Community Mental Health Journal* (sous presse).
- CARON, J., 1996, Ecologia y salud mental: una teoria sobre l'acceso et la conservacion de los recursos, *Intervencion Psicosocial*, (sous presse).
- CARON, J., 1988, *Écologie et santé mentale : la problématique des êtres vivants*, communication au III^e Congrès international psychiatrique et social de langue française, Val-d'Or, septembre 1988.
- CARON, J., MARTEL, F., VITARO, F., 1988, Les groupes vulnérables en santé mentale : études d'archives, *Revue Canadienne de Santé Mentale Communautaire*, 7, 10, 99-116.
- COBB, S., 1979, Social support and health through life course, in Riley, M. W., ed., *Aging from Birth to Death: Interdisciplinary Perspectives*, Westview Press, Boulder, Colorado, 93-106.

- COHEN, S., WILLS, T. H., 1985, Stress, social support and the buffering hypothesis, *Psychological Bulletin*, 98, 310-357.
- COHEN, S., MERMELSTEIN, R., KARMACK, T., HOBERMAN, H. N., 1985, Measuring the functional components of social support, in Sarason, I. G., et Sarason, B. R., eds., *Social support: Theory, Research and Applications*, Martinus Nijhoff, Dordrecht, Netherlands, 73-94.
- COOKE, D. J., 1986, Psychological variables and life event anxiety-depression link - a community study, *Acta Scandinavica*, 74, 281-291.
- CROWNE, D. P., MARLOWE, D., 1964, *The Approval Motive: Studies in Evaluation Dependence*, Wiley, New York.
- CUTRONA, C. E., RUSSEL, D. W., 1990, Type of social support and specific stress: Toward a theory of optimal matching, in Sarason B. R. et al., eds., *Social Support an Interactionnal View*, John Wiley and Sons, New York.
- CUTRONA, C. A., 1989, Behavioral manifestation of social support : a micro-analytic study, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 201-208.
- CUTRONA, C. E., RUSSELL., D. W., 1987, The provisions of social support and adaptation to stress, *Advance in Personal Relationships*, 1, 37-67.
- ECKENRODE, J., 1983, The mobilization of social supports: Some individual constraints, *American Journal of Community Psychology*, 11, 509-528.
- EYSENK, H. J., EYSENK, S. B. J., 1975, *Eysenk Personality Questionnaire*, Educational and testing service, San Diego, California.
- FORTIN, D., 1989, La pauvreté et la maladie mentale : est-ce que les pauvres sont plus malades et si oui, pourquoi ? *Santé mentale au Québec*, 14, 2, 104-113.
- GONZALES-REIGOSA, F., 1979, The anxiety-arousing effect of taboo work in bilinguals, in C. D. Spielberg C. D. and Diaz-Guerero, R. eds., *Cross-cultural Anxiety*, Hemisphere, Washington.
- GULLIKSEN, H., 1950, *Theory of Mental Test*, John Wiley, New York.
- HELLER, K., SWINDLE, R. W. JR., DUSENBERY, L., 1986, Component social support processes: Comments and integration, *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54, 4, 466-470.
- HOBFOLL, S.E., 1989, Conservation of ressources: A new attempt at conceptualizing stress, *American Psychologist*, 44, 513-524.

- HOUSE, J. S., KAHN, R. L., 1985, Measures and concepts of social support, in Cohen, S. and Syme, S.L. eds., *Social Support and Health*, Academic Press, Orlando, Florida, 83-108.
- KHAN, R.L., 1979, Aging and social support, in Riley, M. W. ed., *Aging from Birth to Death: Interdisciplinary Perspectives*, Westview Press, Boulder, Colorado, 93-106.
- KESSLER, R. C., MCLEOF, J. D., 1985, Social support and health in community samples, in Cohen and Syme, eds., *Social Support and Health*, Academic Press, New York.
- MARTINEZ ARIAS, R., 1995, *Psicometria: teoria de los tests psicologicos y educativos*, Editorial Sintesis, S.A., Madrid.
- SARASON, I. G., LEVINE, H. M., BASHAM, R. B., SARASON, B. R., 1983, Assessing social support: The social support questionnaire, *Journal of Personality and Social Psychology*, 14, 127-139.
- SCHAETER, C., COYNE, J., LAZARUS, R., 1981, The health-related functions of social support, *Journal of Behavior Medicine*, 4, 381-406.
- STEVENS, J., 1992, *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences*, Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, Hillsdale.
- TEMPIER, R., CARON, J., MERCIER, C. LÉOUFFRE, P., 1995, *Étude comparative de la qualité de vie et de l'intégration communautaire des bénéficiaires au long cours de services psychiatriques*, Ministère de la Santé et des Services Sociaux, Québec, février 1995.
- VALLERAND, R. J., 1989, Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques : Implication pour la recherche en langue française, *Psychologie Canadienne*, 30, 4, 663-679.
- VALLERAND, R. J., HALLIWELL, W. R., 1983, Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques : implication pour la Psychologie du sport, *Canadian Journal of Applied Sport Sciences*, 9-18.
- VAUX, A., RIEDEL, S., STEWART, D., 1987, Modes of social support: The Social Support Behaviors (SSB) Scale, *American Journal of Community Psychology*, 15, 209-237.
- WEISS, R. S., 1973, Material for a theory of social relationship, in Bennis, W., Berlow, D., Schein, E., Steele, S. F., eds., *Interpersonal Dynamics*, Dorsey, Homewood, Illinois, 103-110.

ABSTRACT**L'Échelle de provisions sociales : Quebec validation of the Social Provisions Scale**

This article presents the results of the Quebec validation of the Social Provisions Scale (Cutrona et Russell, 1989). L'échelle de provisions sociales was administered to 790 people in the course of two studies. The first one included 387 university students of first level and the second was realized with 266 people from the general population, 79 welfare recipients and 58 persons with a diagnosis related to psychosis. The results show that the scale presents a good internal coherence and a satisfying temporal stability, thus assuring the fidelity of the instrument. The factorial analyses have not reproduced exactly the same profile as the original instrument, however the moderate correlations between the different social provisions sustain the validity of the multidimensional construct of social support. Moreover, analyses of the variance and the discriminating analysis allow to acknowledge that the sub-scales have a high discriminating power; they allow to distinguish the general population from welfare recipients and people suffering from psychosis. Finally, norms are presented for the general population.