

Une validation québécoise du Satisfaction with Life Domains Scale

Quebec validation of the Satisfaction With Life Domains Scale

Jean Caron, Céline Mercier et Raymond Tempier

Volume 22, numéro 2, automne 1997

Le rôle des hôpitaux psychiatriques

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/032422ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/032422ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Revue Santé mentale au Québec

ISSN

0383-6320 (imprimé)

1708-3923 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Caron, J., Mercier, C. & Tempier, R. (1997). Une validation québécoise du Satisfaction with Life Domains Scale. *Santé mentale au Québec*, 22(2), 195–217. <https://doi.org/10.7202/032422ar>

Résumé de l'article

La version québécoise de l'Échelle de satisfaction avec les domaines de la vie (ESDV), développée aux États-Unis auprès de la population générale et adaptée pour des personnes avec des problèmes sévères et persistants de santé mentale a été validée auprès d'un échantillon de 266 personnes de la population générale, et de 245 personnes avec des troubles mentaux sévères. Les analyses factorielles ont permis d'identifier quatre sous-échelles dans la population clinique et cinq dans la population générale. La consistance interne de l'échelle globale ($\alpha = 0,90$) et des sous-échelles (α entre 0,60 et 0,84) s'est avérée excellente et la stabilité temporelle de l'instrument s'est avérée bonne ($r = 0,73$). 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. Les résultats obtenus suggèrent que l'ESDV possède de très bonnes qualités psychométriques et constitue une mesure valide de qualité de vie subjective pour des études descriptives ou évaluatives.



Une validation québécoise du Satisfaction with Life Domains Scale

Jean Caron*

Céline Mercier**

Raymond Tempier***

La version québécoise de l'Échelle de satisfaction avec les domaines de la vie (ESDV), développée aux États-Unis auprès de la population générale et adaptée pour des personnes avec des problèmes sévères et persistants de santé mentale a été validée auprès d'un échantillon de 266 personnes de la population générale, et de 245 personnes avec des troubles mentaux sévères. Les analyses factorielles ont permis d'identifier quatre sous-échelles dans la population clinique et cinq dans la population générale. La consistance interne de l'échelle globale ($\alpha = 0,90$) et des sous-échelles (α entre 0,60 et 0,84) s'est avérée excellente et la stabilité temporelle de l'instrument s'est avérée bonne ($r = 0,73$). 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. Les résultats obtenus suggèrent que l'ESDV possède de très bonnes qualités psychométriques et constitue une mesure valide de qualité de vie subjective pour des études descriptives ou évaluatives.

Le concept de qualité de vie revêt deux dimensions importantes. La première fait appel à un aspect subjectif de bien-être, de satisfaction face à la vie, de bonheur. La seconde, plus objective, implique les aspects environnementaux et sociaux sur lesquels repose l'évaluation subjective (Diener, 1984). Depuis la fin des années soixante-dix, de

* Ph.D., 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 du Centre de recherche de l'Hôpital Douglas.

** Ph.D., Unité de recherche psychosociale, Centre de recherche de l'Hôpital Douglas, Montréal, professeure agrégée, Université McGill

*** M.D. (FRCP (C)), Département de psychiatrie de l'Hôpital Général de Montréal, professeur adjoint, Université McGill.

Remerciements

Ce projet a bénéficié du Programme régional de subventions pour des projets d'études, d'analyses et d'intervention en santé communautaire, MSSS-CRSSAT, et de la Fondation de l'Université du Québec en Abitibi-Témiscamingue. Les auteurs tiennent à remercier Mmes Martine Daigle et France Baillargeon et M. Normand Péladeau pour leur contribution au projet, de même que toutes les autres personnes qui y ont participé.

nombreux auteurs ont contribué à raffiner ce concept sur le plan théorique, ce qui a généré plusieurs définitions opérationnelles de la qualité de vie et de nombreux instruments de mesure (pour une revue des principaux instruments en santé mentale, voir Bell, 1993; Lehman et Burns, 1990). Des mesures de qualité de vie sont de plus en plus utilisées dans des études descriptives et en évaluation de programmes et sont considérées comme de bons indicateurs de l'impact des services en santé mentale (Baker et Intagliata, 1982; Bachrach et Lamb, 1982; Bigelow et al., 1991; Mercier et Corten, 1994; Mercier et al., 1992; Lehman et al., 1982; Schulberg et Bromet, 1981; Tantam, 1988; Wolfe et Schulberg, 1982). Certaines mesures sont disponibles en français (Mercier et Corten, 1994), mais aucune n'a été étudiée du point de vue de ses qualités psychométriques. Cet article propose les résultats de l'étude de validation de l'Échelle de satisfaction dans les domaines de la vie (ÉSDV), une échelle de la qualité de vie subjective utilisée en santé mentale depuis 1982.

L'Échelle de satisfaction des domaines de vie

Dans le cadre de leurs travaux sur la qualité de vie en population générale, Andrews et Withey (1976), considérés comme des pionniers dans le domaine, ont développé le *Satisfaction with Life Domains Scale* (SLDS). Baker et Intagliata (1982) en ont ensuite réalisé une adaptation, afin de l'utiliser auprès d'ex-patients psychiatriques inscrits à un programme de soutien communautaire. Elle fut traduite en français par Chambon et Trinh (1991) et par Mercier et Corten (1989), sous le nom d'Échelle de satisfaction des domaines de vie (ÉSDV).

L'échelle originale de Baker et Intagliata évaluait les perceptions dans 15 domaines de la vie : lieu de résidence, voisinage, services dans le quartier, vêtements, nourriture, activités quotidiennes, temps libre, activités à l'extérieur, santé, situation économique, relations avec les gens en général, famille, amis, co-résidents et lieu de résidence actuel en comparaison avec l'hôpital. Cette échelle fut modifiée une première fois : l'item sur la comparaison avec l'hôpital fut remplacé par un autre sur la vie sentimentale, et on en ajouta un sur la vie en général, pour un total de 16. Par la suite, Mercier et Corten (1989) y ont ajouté 4 domaines : perception que les autres ont de soi, confiance en soi, sentiment de liberté, et niveau de responsabilité.

Pour chacun des items, le répondant doit indiquer sur une échelle de sept visages, allant du plus souriant (score de 7) au plus triste (score de 1), sa réponse à la question : « Quel visage exprime le mieux comment vous sentez en ce qui concerne... ? » La passation de cette

échelle requiert généralement de 10 à 15 minutes au maximum. Elle est présentée en annexe.

Les propriétés psychométriques du SLDS et de l'ÉSDV sont encore peu connues (Lehman et Burns, 1990). Seul un aspect de la fidélité du SLDS a été évalué, soit la cohérence interne, très bonne pour l'ensemble des domaines. Baker et Intagliata (1982) signalent un alpha de 0,84. Aucune donnée ne semble avoir été publiée sur la stabilité temporelle de l'instrument. En ce qui concerne la validité de construit, le SLDS présente une corrélation de 0,64 avec l'*Affect Balance Scale* de Bradburn, ce qui confirme le fait qu'il mesure une réalité reliée au bien-être subjectif, tout en présentant des aspects spécifiques.

Jusqu'à présent, les chercheurs qui ont utilisé cette échelle, en anglais ou en français, ont procédé à des analyses domaine par domaine. Ce qui leur a permis d'identifier des domaines plus problématiques, et de comparer la satisfaction entre différents domaines. Toutefois, il est difficile de mettre ces échelles en relation avec d'autres mesures, compte tenu du nombre élevé de domaines. Jusqu'à présent, une seule étude a procédé à l'identification de sous-échelles. Dans sa recherche auprès des itinérants de Montréal, Fournier (1989) a isolé quatre facteurs sur l'échelle originale de Baker et Intagliata. Le premier couvre les dimensions sociales de la consommation, de la production et du divertissement (situation financière, occupations quotidiennes, temps libre, divertissements à l'extérieur et habillement). Le second facteur touche le domaine relationnel (famille, amis, co-résidents) et le troisième est associé au lieu de résidence (résidence, quartier, services et commodités) et à l'alimentation. Le quatrième facteur recouvre les éléments plus individuels de la santé et des relations interpersonnelles en général.

Cet article présente les résultats d'une étude visant à clarifier les propriétés psychométriques de la version québécoise de l'Échelle de satisfaction des domaines de vie dans sa forme originale (15 domaines et un item sur la vie en général) et dans sa forme modifiée (19 domaines et un item sur la vie en général). Ces résultats portent sur les sous-échelles identifiées suite aux analyses factorielles, sur la cohérence interne de l'instrument et sur sa stabilité temporelle. Les résultats de plusieurs études effectuées auprès de sous-échantillons sont aussi rapportés de façon à établir la validité de construit de l'instrument. Ces résultats sont présentés pour l'échelle originale à 16 items, aussi bien que pour l'échelle modifiée à 20 items.

MÉTHODOLOGIE

Description des échantillons

Les analyses psychométriques portant sur la version originale du SLDS ont été réalisées à partir d'un échantillon de 245 personnes souffrant de troubles sévères et persistants de santé mentale. Cet échantillon provient de trois études différentes d'un même programme de recherche, dans lequel la version française du SLDS (ÉSDV) fut utilisée (Mercier, 1987; Mercier et al., 1990; Mercier et al., 1992). Parmi les répondants, 126 (51,6 %) sont des hommes et 119 des femmes (48,4 %). Leur âge moyen est de 42,2 ans ($s = 11,7$). L'échantillon compte 129 célibataires (52,7 %), 69 personnes mariées (28,2 %) et 47 séparées ou divorcées (19,2 %). La scolarité moyenne est de 10,8 ans ($s = 2,1$). Un peu plus de 67 % (165) ont reçu un diagnostic relié à la schizophrénie et 32 % présentent un trouble bipolaire. Le nombre moyen d'hospitalisations à vie est de 8,1. Les répondants proviennent de Montréal (93, 38 %), de sa banlieue sud (59, 24,1 %) et des villes de Val-d'Or et de Malartic (93, 38 %). Dans ces trois études, les questionnaires furent complétés lors d'entrevues individuelles, au domicile des personnes ou dans un lieu de leur choix. Chaque participant a signé un formulaire de consentement.

L'échelle modifiée à 20 items fut utilisée auprès de trois échantillons provenant respectivement de la population générale, de bénéficiaires de l'aide sociale et de personnes ayant reçu un diagnostic de trouble sévère et persistant de santé mentale, dans le cadre d'une étude portant sur la qualité de vie et l'intégration communautaire de bénéficiaires au long cours de services psychiatriques (Tempier et al., 1997; Tempier et al., 1995). 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 retourné le questionnaire, suite à un envoi postal à 500 personnes sélectionnées au hasard à partir des listes électorales des municipalités de Val-d'Or et Malartic (taux de réponse de 53,2 %). Les femmes sont légèrement sur-représentées et constituent 59 % des répondants ($n = 157$), alors que les 109 hommes représentent 41 % de l'échantillon. L'âge moyen est de 42,2 ans ($s = 11,7$). Près de 78 % sont mariés, 9,8 % sont célibataires et 10 % sont séparés ou divorcés. Le niveau de scolarité moyen est de 11,4 ans ($s = 2,8$).

L'échantillon final de bénéficiaires de l'aide sociale est composé de 79 personnes. Les noms et adresses de 320 bénéficiaires, tirés au

hasard, furent transmis par le ministère de la Main-d'œuvre et de la Sécurité du revenu du Québec, suite à une autorisation de la Commission d'accès à l'information. Après une nouvelle sélection aléatoire, 171 personnes furent contactées par téléphone, afin de solliciter leur participation 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 ans ($s = 15,6$). Seulement 34,1 % des participants sont mariés, 19,1 % sont célibataires et 51,5 % sont séparés ou divorcés. Le niveau de scolarité moyen est de 9,9 ans ($s = 2,80$).

Les personnes avec des troubles sévères et persistants de santé mentale ($n = 58$) ont été rejointes dans le cadre de l'enquête de suivi de la cohorte étudiée en 1992 (Mercier et al., 1992). Elles se répartissent selon les diagnostics suivants : schizophrénie (73,7 %), maladie affective majeure (16,8 %), autre diagnostic (9,5 %). Près de 86 % reçoivent des médicaments neuroleptiques. Le nombre moyen d'hospitalisations au cours des sept dernières années est 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, de 48,8 ($s = 11,8$). Seulement 25,9 % des répondants de ce groupe sont mariés, 22,8 % sont célibataires et 33 % sont séparés ou divorcés. Le niveau de scolarité moyen est de 8,9 ans ($s = 3,9$).

Analyse des données

Pour l'instrument de 16 items, des analyses factorielles (Stevens, 1992) ont été effectuées pour les échantillons de la population générale et les personnes présentant des problèmes de santé mentale. Dans le cas de l'instrument de 20 items, l'analyse s'est effectuée uniquement sur la population générale. Il s'agit du seul groupe qui a complété cette version, ayant un nombre suffisant de sujets pour produire une analyse valide. La technique retenue est l'analyse en composantes principales avec un critère mineigen > 1 , et la méthode de rotation orthogonale utilisée est de type varimax.

L'analyse de la validité de construit a été effectuée en comparant les résultats obtenus entre différents échantillons (validité discriminante) et avec les résultats obtenus à une échelle de soutien social (validité concurrente). Les recherches antérieures ayant largement démontré que les personnes de la population générale, les personnes à faible revenu et les personnes avec des problèmes de santé mentale présentent

des niveaux spécifiques de qualité de vie subjective (Andrews et Withey, 1976; Campbell et al., 1976; Diener, 1984; Mercier, 1994), des analyses de la fonction discriminante ont été effectuées entre les échantillons de population générale, de bénéficiaires de sécurité du revenu et d'ex-patients psychiatriques. Par ailleurs, l'analyse des corrélations entre l'Échelle de provisions sociales (Caron, 1996; Cutrona et Russell, 1987) et l'ÉSDV a permis d'apprécier la validité concurrente. La validité de construit a aussi été évaluée à partir des corrélations entre les sous-échelles de l'ÉSDV et entre les sous-échelles et le score global.

La fidélité de l'échelle a été éprouvée du point de vue de la cohérence interne à partir des coefficients alpha de chacune des sous-échelles et de l'échelle globale. La stabilité temporelle a été mesurée sur une période d'un mois à l'aide de corrélations de Pearson.

Cette section présente tout d'abord les résultats des analyses factorielles qui ont permis d'identifier les sous-échelles de l'ÉSDV à 16 items (échelle originale de Baker et Intagliata, 1982) pour l'échantillon de personnes psychotiques et celui de la population générale, de même que les analyses de cohérence interne de l'instrument. Suit la présentation des sous-échelles identifiées pour l'ÉSDV à 20 items (modifiée par Mercier et Corten, 1989) portant sur l'échantillon de la population générale, cet échantillon étant le seul avec un nombre suffisant de répondants pour effectuer de telles analyses. Sont présentées ensuite les analyses de cohérence interne et de stabilité temporelle de l'instrument à 20 items. Viennent enfin les analyses de la validité discriminante de l'ÉSDV (20 items).

L'Échelle de satisfaction des domaines de vie (16 items)

Dans le cas des analyses factorielles sur cet instrument, 58 personnes des 245 de l'échantillon clinique et les 266 personnes de l'échantillon de la population générale avaient complété la version de l'instrument à 20 items; les analyses dans ces cas ont été effectuées à partir d'une sélection des 16 items. Toutefois, cette procédure a peu de probabilité d'affecter la validité des résultats, puisque les 4 items de la version longue sont les 4 derniers à être complétés et ne risquent donc pas d'affecter la façon de répondre aux 16 items précédants.

Dans les analyses factorielles (Stevens, 1992), des structures différentes, bien qu'apparentées, sont apparues pour l'échantillon clinique et pour celui de la population générale. Dans le cas des personnes ayant des troubles sévères de santé mentale, quatre facteurs expliquent 60,6 % de la variance. Les saturations des items sur leurs facteurs respectifs

sont présentées au tableau 1, de même que la cohérence interne des sous-échelles correspondant à ces facteurs. Nous avons nommé les sous-échelles de façon suivante : « les activités », « les relations sociales », « le milieu de vie » et « les conditions matérielles ». Les saturations de tous les domaines sont toutes significativement reliées ($p < 0,01$) à leur sous-échelle. Selon les critères de Stevens, (1992), avec un échantillon de 245 personnes la saturation minimum, pour être significative, doit atteindre 0,35. Toutes les saturations dépassent largement ce critère (de 0,43 à 0,80).

Tableau 1
Les sous-échelles de l'ÉSDV (16 domaines) identifiées par l'analyse factorielle, la saturation des items avec leur facteur respectif et la valeur de l'alpha de Cronbach pour l'échantillon de personnes psychotiques

Sous-échelles	Activités		Relations sociales		Milieu de vie		Conditions matérielles
item	Temps libre	0,80 ¹	Vie sentimentale	0,71	Résidence	0,71	Vêtements 0,75
item	Activité principale	0,74	Co-résident (e) (s)	0,67	Amis	0,66	Nourriture 0,52
item	Divertissements	0,73	Autres en général	0,48	Quartier	0,61	Finances 0,49
item	Vie en général	0,64	Famille	0,43	Services du quartier	0,54	
item	Santé	0,57					
Alpha	0,84		0,72		0,73		0,60

1) Valeur de la saturation de l'item avec le facteur; tous les items sont significativement reliés à leur facteur ($p < 0,01$)

La structure factorielle obtenue semble également valide du point de vue conceptuel. En effet, la sous-échelle « conditions matérielles » regroupe : les vêtements, la nourriture, les finances. Les items reliés à la sous-échelle « relations sociales » sont : vie sentimentale, relations avec les co-résidents, avec les autres en général et avec la famille. Seul l'item sur les amis ne se retrouve pas dans ce facteur. Il est relié à la sous-échelle « milieu de vie », qui inclut la résidence, le quartier et ses commodités. Cela peut paraître étonnant. Toutefois, en vertu du type de socialisation particulière des personnes ayant des troubles graves de santé mentale, il est possible de faire l'hypothèse que les gens qu'elles définissent comme des amis font partie de leur milieu de vie et résident probablement dans leur environnement proche. Enfin, la sous-échelle « activités » regroupe le temps libre, les divertissements, l'activité principale, la santé et la vie en général. Encore une fois, les conditions de vie particulières des personnes concernées rendent tout à fait intelligible

et cohérent ce regroupement. En effet, la majorité d'entre elles ne possèdent pas de travail stable, plusieurs fréquentent des services spécialisés en santé mentale et occupent leurs loisirs à des activités de réadaptation (centres de jour etc.), tout ceci en relation avec leur état de santé. Leur évaluation de leur vie en général pourrait être fortement influencée par ce contexte.

L'instrument, du point de vue de la fidélité, s'avère excellent. L'alpha pour l'ensemble de l'échelle atteint 0,90; il est comparable à la version originelle américaine (0,87). Les alphas pour chacune des sous-échelles sont également excellents et varient entre 0,60 et 0,84. Les critères permettant d'apprécier la valeur des coefficients de fidélité, établis par Gulliksen (1950) et repris par Martinez Arias (1995), sont les suivants : ils doivent excéder 0,32 lorsque l'échelle contient deux items, 0,42 lorsqu'elle se compose de trois, 0,50 pour une échelle de 4 quatre, et 0,55 dans le cas de cinq items. Lorsque l'échelle comporte 10 items et plus, l'alpha doit être supérieur à 0,70. Or, tous les alphas des sous-échelles et de l'échelle globale dépassent largement ces critères.

Les scores moyens, les écarts types et les scores maxima pour chacune des sous-échelles sont présentés au tableau 2. Tous les scores se situent au pôle positif de l'échelle, nettement au-delà du point limite entre une évaluation positive et négative. Les points limites pour chacune des sous-échelles sont les suivant : activités (17,5), relations sociales (14), milieu de vie (14), conditions matérielles (10,5).

Tableau 2

Les scores moyens et les écarts-types des sous-échelles de l'ÉSDV (16 domaines) pour l'échantillon de personnes psychotiques

Sous-échelles	Score maximum possible	Moyenne	Écart-type
Activités	35	25,89	5,21
Relations sociale	28	21,54	3,46
Milieu de vie	28	22,88	3,23
Conditions matérielles	21	15,75	2,81
Score total	112	86,06	12,45

Dans l'échantillon de la population générale, cinq facteurs expliquent 68,5 % de la variance. Les saturations des items sur leur facteurs respectifs sont présentées au tableau 3 de même que la cohérence interne des sous-échelles correspondant à ces facteurs. Les sous-échelles

ont été nommées de façon suivante : « les activités », « les relations sociales », « les relations intimes », « le milieu de vie » et « les conditions matérielles ». Les saturations de tous les domaines sont toutes significativement reliées ($p < 0,01$) à leur sous-échelle. Selon les critères de Stevens (1992), avec un échantillon de 266 personnes la saturation minimum doit, pour être significative, atteindre 0,35. Or, toutes les saturations dépassent largement ce critère. Deux des sous-échelles de la population générale sont identiques à celles obtenues pour les personnes psychotiques, soit « les activités » et « les conditions matérielles ». La sous-échelle « milieu de vie » est également quasi-identique, sauf l'item sur les amis qui se retrouve dans le facteur « relations sociales », lequel est beaucoup plus spécifique pour la population générale, et inclut seulement, en plus des amis, les autres en général. La dernière sous-échelle regroupe « les relations intimes », avec comme items, la vie sentimentale, la famille et les co-résidents. L'émergence de cette sous-échelle montre bien les différences de socialisation entre les deux groupes. Il est reconnu que la population générale a un réseau social beaucoup plus étendu et diversifié que les personnes psychotiques (Beels, 1981 ; Guay, 1981) ; l'ÉSDV détecte bien cette différence, ce qui en fait un instrument sensible.

Tableau 3

Les sous-échelles de l'ÉSDV (16 domaines) identifiées par l'analyse factorielle pour la population générale, la saturation des items avec leur facteur respectif et la valeur de l'alpha de Cronbach.

Sous-échelles	Activités	Relations sociales	Milieu de vie	Conditions matérielles	Relations intimes					
item	Temps libre	0,81 ¹	Amis	0,71	Quartier	0,77	Vêtements	0,70	Vie sentimentale	0,83
item	Divertissements	0,80	Autres en général	0,56	Services du quartier	0,67	Nourriture	0,73	Co-résident (e) (s)	0,64
item	Vie en général	0,64	Résidence	0,55	Finance	0,40	Famille	0,43		
item	Activité principale	0,50								
item	Santé	0,41								
Alpha	0,87	0,62	0,71	0,64	0,64	0,68				

1) Valeur de la saturation de l'item avec le facteur ; tous les items sont significativement reliés à leur facteur ($p < 0,01$)

Encore une fois, la fidélité de l'instrument est excellente avec cet échantillon. L'alpha pour l'ensemble de l'échelle atteint également 0,90, et les alphas pour chacune des sous-échelles varient entre 0,64 et 0,87.

Le tableau 4 présente les scores moyens et les écarts types pour chacune des sous-échelles pour la population générale, le score maximum possible est également présenté dans ce tableau. Dans l'ensemble, les scores se distribuent vers la partie supérieure de l'échelle. Les points limites entre une évaluation positive et une négative pour chacune des sous-échelles sont obtenus par le score médian et sont les suivants : activités (17,5), relations sociales (10,5), milieu de vie (10,5), relations intimes (10,5), conditions matérielles (10,5). Les moyennes de chacune des sous-échelles indiquent donc une satisfaction relativement élevée de la qualité de vie. Ces données traduisent aussi le biais positif des échelles de satisfaction en général et déjà observé par Andrews et Withey (1976).

Tableau 4
Les scores moyens et les écarts-types des sous-échelles de l'ÉSDV (16 domaines) pour la population générale

Sous-échelles	Score maximum possible	Moyenne	Écart-type
Activités	35	26,73	5,33
Relations sociales	14	11,85	2,60
Milieu de vie	21	16,60	3,15
Relations intimes	21	17,92	2,75
Conditions matérielles	21	16,07	2,77
Score total	112	89,42	11,88

L'Échelle de satisfaction des domaines de vie (20 items)

Le même type d'analyse factorielle que les précédentes a été effectué pour l'ÉSDV à 20 items. La structure factorielle qui émerge présente cinq facteurs qui expliquent 63,9 % de la variance. Les saturations de tous les domaines sont toutes significativement reliées ($p < 0,01$) à leur sous-échelle et les saturations des items sur leur facteur respectif, présentées au tableau 5, dépassent largement le critère de 0,35 proposé par Stevens (1992) pour un échantillon de 266 personnes.

Tableau 5
Les sous-échelles de l'ÉSDV (20 domaines) identifiées par l'analyse factorielle pour la population générale, la saturation des items avec leur facteur respectif et la valeur de l'alpha de Cronbach.

Sous-échelles	Vie quotidienne et relations sociales	Milieu de vie	Autonomie	Relations intimes	Loisirs	
item	Autres en général	0,70 ¹	Quartier 0,85	Liberté 0,68	Vie sentimentale 0,81	Temps libre 0,82
item	Activité principale	0,63	Résidence 0,72	Finance 0,64	Co-résident (e) (s)0,71	Divertissements 0,78
item	Nourriture	0,56	Services du quartier 0,58	Vie en général 0,62	Famille 0,53	
item	Amis	0,55		Responsabilité 0,61		
item	Vêtements	0,70		Opinion des autres 0,60		
item	Santé	0,42		Confiance en soi 0,58		
Alpha	0,80	0,71	0,83	0,71	0,84	

1) Valeur de la saturation de l'item avec le facteur ; tous les items sont significativement reliés à leur facteur ($p < 0,01$)

Deux des sous-échelles se conforment parfaitement à celles trouvées pour l'ÉSDV (16 domaines) pour la population générale ; il s'agit des sous-échelles « milieu de vie » et « relations intimes ». Toutefois avec l'ÉSDV à 20 items, certains domaines des relations sociales (les amis et les autres en général), des activités (activité principale et santé) et des conditions matérielles (nourriture et vêtement) se regroupent sur un facteur commun que nous avons nommé « vie quotidienne et relations sociales ». Une nouvelle sous-échelle spécifique apparaît ; il s'agit des « loisirs » qui regroupent : le temps libre et les divertissements. Enfin, les cinq items ajoutés par Mercier et Corten (liberté, opinion des autres, responsabilité, confiance en soi, vie en général) forment un facteur commun auquel se greffent les finances. Du point de vue conceptuel, il est apparu approprié de nommer cette sous-échelle : « autonomie ».

La fidélité de l'instrument est excellente. La cohérence interne de l'ÉSDV à 20 items est encore meilleure que dans sa version à 16. L'alpha pour l'ensemble de l'échelle atteint 0,92, et les alphas pour chacune des sous-échelles varient entre 0,71 et 0,84 (tableau 5). La stabilité temporelle pour l'ensemble de l'instrument est également excellente : une corrélation de 0,73 apparaît après un mois pour un échantillon de 39 étudiants de premier cycle universitaire. Les corrélations pour les sous-échelles sont également fort acceptables : « autonomie » ($r = 0,75$), « re-

lations intimes » ($r = 0,75$), « activités et relations sociales » ($r = 0,64$), « milieu de vie » ($r = 0,64$), loisirs ($r = 0,50$). La corrélation plus faible obtenue pour la sous-échelle « loisirs » s'explique par le fait que les étudiants ont complété la seconde passation du questionnaire dans les semaines précédant les examens de fin de session.

Le tableau 6 présente les scores moyens et les écarts types pour chacune des sous-échelles pour la population générale, de même que le score maximum possible. Dans l'ensemble, les scores se distribuent comme pour l'ÉSDV à 16 items vers la partie supérieure de l'échelle. Les points limites entre une évaluation positive et une négative pour chacune des échelles sont les suivants : vie quotidienne et relations sociales (21), loisir (7), milieu de vie (10,5), relations intimes (10,5), autonomie (21). Les moyennes de chacune des sous-échelles indiquent donc une satisfaction relativement élevée de la qualité de vie.

Tableau 6
Les scores moyens et les écarts-types des sous-échelles de l'ÉSDV (20 domaines) pour la population générale

Sous-échelles	Score maximum possible	Moyenne	Écart-type
Vie quotidienne et relations sociales	42	33,93	4,69
Loisir	14	10,67	2,39
Milieu de vie	21	15,59	3,15
Relations intimes	21	17,94	2,75
Autonomie	42	31,92	5,56
Score total	147	111,06	14,85

La validité de construit de l'ÉSDV (20 items)

La validité de construit est évaluée dans un premier temps à partir des corrélations entre les sous-échelles. Si les sous-échelles mesurent des dimensions distinctes de la qualité de vie, elles devraient théoriquement être modérément reliées entre elles mais par ailleurs corrélées plus fortement avec le score global, indiquant ainsi un facteur général de qualité de vie. La matrice de corrélation présentée au tableau 7 montre en effet des corrélations plus élevées entre les sous-échelles et le score global (0,67 et 0,88) que celles obtenues entre les sous-échelles (de 0,32 à 0,66). Ainsi chacune des sous-échelles est plus fortement corrélée avec le score global qu'avec chacune des autres sous-échelles.

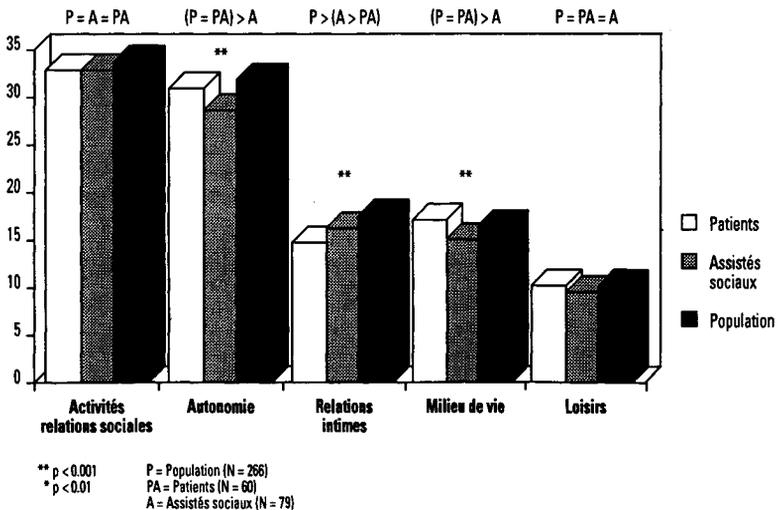
Tableau 7
Matrice de corrélations entre les sous-échelles de l'Échelle de satisfaction des domaines de vie

Sous-échelles	Vie sociale et quotidienne	Autonomie	Loisir	Milieu de vie	Relations intimes
Autonomie	0,66 ¹				
Loisirs	0,62	0,59			
Milieu de vie	0,47	0,50	0,43		
Relations intimes	0,54	0,53	0,38	0,32	
Score total	0,86	0,88	0,73	0,67	0,69

1) Tous les coefficients de corrélations sont significatifs à $p < 0,01$

Afin de vérifier la validité discriminante de l'ÉSDV, nous avons comparé la satisfaction des domaines de vie (ÉSDV 20 items) pour trois échantillons spécifiques : la population générale, des bénéficiaires d'aide sociale et des personnes avec des troubles mentaux sévères (Tempier et al., 1995). Les résultats sont illustrés à la figure 1.

Figure 1
Résultat moyen à chacune des sous-échelles de l'ESDV



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 groupe ($p < 0,05$). Aucune différence significative n'apparaît entre la population générale et les personnes avec des troubles mentaux sévères quant à la satisfaction de leur autonomie et de leur milieu de vie (F maximum = 2,17, $df = 381$, $p = 0,11$). Toutefois, ces deux groupes sont davantage satisfaits que les bénéficiaires d'aide sociale pour ces deux dimensions (F minimum = 7,18, $df = 381$, $p < 0,001$). Les personnes avec des troubles sévères et persistants de santé mentale sont moins satisfaites de leurs relations intimes que les bénéficiaires d'aide sociale et que la population générale qui, elle, se montre plus satisfaite que les personnes de statut économique précaire ($F = 22,43$, $df = 381$, $p < 0,001$). Le score total de l'ÉSDV ne diffère pas entre la population générale ($X = 111,06$, $s = 14,85$) et les personnes avec des problèmes de santé mentale. Même si le score total de personnes psychotiques ($X = 107,18$, $s = 20,31$) est légèrement supérieur à celui des bénéficiaires d'aide sociale ($X = 104$, $s = 15,79$), la différence n'est pas non plus significative. La population générale se montre toutefois plus satisfaite de l'ensemble des domaines de vie que les bénéficiaires d'aide sociale ($F = 6,21$, $df = 381$, $p < 0,01$).

Une analyse discriminante effectuée à partir des scores des sous-échelles permet de dégager deux fonctions canoniques significatives. L'unique sous-échelle formant la première fonction discriminante est « relations intimes » et son coefficient est de 0,74 ($X^2 = 80,926$ $df = 10$, $p < 0,001$). Les coefficients de la seconde fonction discriminante pour chacune des sous-échelles sont les suivants : « autonomie » (0,88), « milieu de vie » (0,62), « loisirs » (0,39), « activités et relations sociales » (0,35) ($X^2 = 19,48$, $df = 4$, $p < 0,001$). Globalement, ces deux fonctions permettent de reclassifier correctement 53,8 % des individus dans leur groupe d'origine, alors que la probabilité théorique n'est que de 33,3 % (Stevens 1992). Ainsi, 60,4 % des personnes psychotiques sont reclassifiées correctement alors que 15,1 % se confondent avec les bénéficiaires d'aide sociale et 24,5 % avec la population générale. Dans le cas des bénéficiaires d'aide sociale, près de 46 %, sont reclassifiés dans leur groupe, 16,5 % dans les groupes de personnes psychotiques et 38 % parmi la population générale. Le pourcentage de reclassifications correctes pour la population générale est de 58,2 %, alors que 25,3 % sont reclassifiés incorrectement parmi les bénéficiaires d'aide sociale et enfin 16,5 % parmi les personnes psychotiques. L'Échelle de satisfaction des domaines de vie s'avère donc être

un instrument qui possède des propriétés discriminantes intéressantes. Sa sensibilité permet de détecter des différences entre des populations spécifiques.

La perception de la qualité de vie implique un jugement subjectif qui peut être influencé par plusieurs variables. Il est reconnu que la satisfaction face au support social est un facteur relié à la santé et au bien-être (Andrews et al., 1978; Biegel et al., 1982; Kessler et McLeod, 1985; Bell, 1981; Caplan et Killilea, 1976). Il serait donc logique, au plan conceptuel, de trouver des corrélations positives entre l'Échelle de satisfaction des domaines de vie et des mesures de la satisfaction du support social. Nous avons mis en relation l'ÉSDV avec l'Échelle de provisions sociales (ÉPS) (Cutrona et Russell, 1987), traduite et validée par Caron (1996), et ce pour les trois échantillons. L'Échelle de satisfaction des domaines de vie et ses sous-échelles sont corrélées positivement à l'Échelle de provisions sociales. En bref, toutes les sous-échelles de l'ÉSDV de même que le score global pour la population générale sont positivement corrélés avec le score total de l'ÉPS, 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., 1997). Ces résultats indiquent que la satisfaction des provisions sociales est reliée à une perception positive de la qualité de vie, conformément aux hypothèses qui découlent de la théorie sous-jacentes à l'ÉSDV. Nos résultats vont dans la même direction que ceux rapportés par plusieurs auteurs qui ont utilisé différents instruments (Klein, 1993; Andrews et al., 1978; Bowling et al., 1993) et plus particulièrement avec ceux de Baker et al. (1992) obtenus avec l'instrument original, soit le *Satisfaction with Life Domains Scale*.

Les normes de l'ÉSDV

Les normes de l'ÉSDV (20 items) pour la population générale sont disponibles auprès du premier auteur. Elles 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 des domaines de vie entre extrêmement satisfaits (140, soit une cote de 7 aux 20 items) et plus ou moins satisfaits (68, soit une cote moyenne de 3.4 pour les 20 items). Aucun individu n'obtient un score inférieur à 68, le point limite indiquant moins de satisfaction. Les normes pour la version originale (SLDS) n'ayant pas été développées, aucune comparaison n'est possible.

DISCUSSION

Les résultats indiquent que la version québécoise de l'Échelle de satisfaction des domaines de vie (16 items) présente des caractéristiques de fidélité excellente. La cohérence interne pour l'ensemble de l'instrument est élevée et comparable à la version originale (Baker et Intagliata, 1982). De plus, pour la première fois, des sous-échelles ont pu être identifiées par des analyses factorielles pour la population générale de même que pour les personnes ayant des problèmes de santé mentale. Ces sous-échelles présentent également une cohérence interne excellente. Elles recouvrent sensiblement les mêmes dimensions que celles déjà identifiées avec la même échelle (Fournier, 1989) ou avec d'autres destinées à des populations cliniques ou générales (Holcomb et al., 1993 ; Schipper et al., 1990 ; Zautra et Goodhart, 1979).

L'identification de ces sous-échelles permet maintenant la vérification d'hypothèses spécifiques et la mise en relation de dimensions de la qualité de vie avec d'autres instruments. Lorsque l'échelle originale à 16 items est utilisée, nous croyons que pour des recherches comparatives entre la qualité de vie des personnes ayant des troubles sévères de santé mentale et celle d'autres populations, on devrait se référer aux sous-échelles identifiées pour la population générale plutôt qu'à celles identifiées pour la population clinique. En effet, ces sous-échelles permettent plus de nuances pour les dimensions des relations sociales puisqu'elles distinguent les relations intimes des autres formes de socialisation. Toutefois, de façon générale, nous suggérons d'utiliser préférentiellement l'ÉSDV à 20 items. En effet, la version modifiée présente d'aussi bonnes qualités psychométriques et permet, en plus des domaines de la version originale, d'appréhender la représentation qu'ont les répondants d'eux-mêmes, une dimension aussi présente dans les échelles de qualité de vie reliées à la santé.

Les caractéristiques de fidélité pour les sous-échelles et pour l'ensemble de l'ÉSDV (16 et 20 items) sont également excellentes avec des indices de cohérence interne élevés. De plus la stabilité temporelle de l'instrument, établie pour la première fois, est très satisfaisante.

Quant à la validité de construit de l'instrument, les corrélations entre chacune des sous-échelles et le score global, plus élevées que celles obtenus entre chacune des sous-échelles avec les autres, soutiennent la présence de dimensions distinctes dans la satisfaction des domaines de vie. De plus, les sous-échelles ont un pouvoir de discrimination intéressant, puisqu'elles permettent de distinguer la population générale, les personnes avec des problèmes de santé mentale et les

bénéficiaires d'aide sociale. Les résultats indiquent que la variable économique module la perception de la qualité de vie. Ainsi, la population générale se montre plus satisfaite que les prestataires d'aide sociale pour ce qui est de l'autonomie, du milieu de vie et des relations intimes. Or, plusieurs études (Fortin, 1989) montrent que les personnes coupées du monde du travail ont une plus faible estime d'elles-mêmes et ont moins confiance en elles. La dimension « autonomie » inclut également le domaine de la situation financière que l'on peut qualifier de moins que reuisante chez les bénéficiaires d'aide sociale. Enfin, d'autres études (Fortin, 1989) démontrent une plus grande insatisfaction des relations intimes chez les populations pauvres; de plus, beaucoup plus de personnes assistées sociales de notre échantillon vivent seules comparativement à la population générale. En raison de leur condition économique précaire, les bénéficiaires d'aide sociale ne peuvent avoir accès à la même qualité de logement et de quartier que la majorité des personnes de la population générale, ce qui se reflète dans la sous-échelle « milieu de vie ».

Ces différences entre la population générale et les prestataires de l'aide sociale sont d'autant plus intéressantes qu'elles confirment l'un des résultats les plus robustes de la recherche dans le domaine de la qualité de vie. En effet, les études comparatives démontrent que les conditions de vie objectives influencent peu la qualité de vie subjective, à l'exception du niveau économique, les personnes les plus pauvres ayant une perception moins élevée de leur qualité de vie (Andrews et Withey, 1976; Campbell et al., 1976; Diener, 1984).

Les personnes de la population générale sont également plus satisfaites que les personnes psychotiques de leurs relations intimes; la sensibilité de l'instrument permet donc de rendre compte d'un phénomène bien documenté (Beels, 1981; Guay, 1981) pour la population de personnes psychotiques, à savoir leur difficulté à établir des relations intimes. Les résultats qui indiquent une plus grande satisfaction des relations intimes pour la population générale que pour les autres échantillons reflètent également les caractéristiques socio-démographiques des échantillons: alors que plus de 70 % de la population générale est mariée ou vit en union libre, cette situation ne prévaut que pour 27 % des personnes ayant des problèmes de santé mentale et 34 % des bénéficiaires d'aide sociale.

Ces résultats quant à la validité discriminante des sous-échelles de l'EQVS à 20 items confirment ceux déjà obtenus pour l'échelle à 16 items. Dans des études antérieures, effectuées avec l'instrument en langue anglaise ou française, les différences dans les résultats obtenus

se sont aussi avérées significatives entre la population générale et des populations ayant des problèmes sévères de santé mentale (Baker et Intagliata, 1982; Huxley et Warner, 1992; Mercier et al., 1992; Simpson et al., 1989; Sullivan et al., 1991). Les résultats rapportés ici ont cependant l'avantage d'établir les comparaisons avec des données de population générale recueillies dans le même milieu et au même moment que les données de la population clinique. Dans le cas des études rapportées plus haut, les comparaisons avaient été établies avec les données américaines publiées en 1976 par Andrews et Withey.

Caron et al. (1997) ont montré que la plupart des sous-échelles de l'Échelle de satisfaction des domaines de vie sont corrélées positivement avec l'Échelle de provisions sociales de Cutrona et Russell (1987). Ces résultats sont cohérents avec ceux de Baker et al. (1992) qui ont constaté, 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'ensemble de ces résultats soutient donc la validité de construit de l'Échelle de satisfaction des domaines de vie.

Les qualités de l'échelle encouragent aussi la poursuite de la recherche. Du point de vue psychométrique, la sensibilité au changement de l'ÉSDV mériterait d'être étudiée plus à fond, étant donné que l'échelle est déjà largement utilisée pour l'évaluation de programmes de réadaptation. Il serait aussi indiqué d'effectuer une comparaison systématique des résultats obtenus par une passation autoadministrée, au téléphone et par entrevue, étant donné que ces trois modes de collecte ont été jusqu'ici utilisés.

Enfin, l'ÉSDV représente un instrument propice à l'interface entre la recherche et l'intervention, puisque l'échelle trouve des applications dans le domaine clinique. La perception de la qualité de vie peut être utilisée de façon systématique dans le suivi des clientèles ou contribuer à l'évaluation des besoins (Cheng, 1988).

CONCLUSION

L'ÉSDV présente des caractéristiques psychométriques excellentes tant du point de vue de la fidélité que de la validité. À notre connaissance, c'est le seul outil de mesure de la qualité de vie subjective à avoir subi un processus de validation aussi exhaustif sur une population québécoise et sur une population ayant des problèmes de santé mentale. Nous croyons que ses caractéristiques en font un instrument de grande qualité, susceptible de contribuer au développement de la re-

cherche sur les services de santé, en particulier pour l'étude de l'impact des problèmes de santé et des services socio-sanitaires sur la qualité de vie de la population.

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.
- ANDREWS, F. M., WITHEY, S. B., 1976, *Social Indicators of Well-Being*, Plenum Press, New York.
- BACHRACH, L. L., LAMB, H. R., 1982, Conceptual issues in the evaluation of the deinstitutionalization movement, in Stahler, G. J., Tash, W. R., eds., *Innovative Approaches to Mental Health Evaluation*, New York Academic Press Inc., 139-161.
- BAKER, F., INTAGLIATA, J., 1982, Quality of life in the evaluation of community support systems, *Evaluation and Program Planning*, 5, 69-79.
- BAKER, F., JODREY, D., INTAGLIATA, J., 1992, Social support and quality of life of community support clients, *Community Mental Health Journal*, 28, 5, 397-411.
- BEELS, C. C., 1981, Social support and schizophrenia, *Schizophrenia Bulletin*, 7, 1, 58-72.
- BELL, R., 1993, Échantillon d'instruments de mesure de la qualité de vie et de théories pour évaluer des services de psychiatrie, *Santé mentale au Québec*, XVIII, 2, 87-108.
- BIEGEL, D. E., NAPARSTEK, A., J., KHAN, M. M., 1982, Social support and mental health in a ethnic neighbourhoods, in Biegel, D. E., Naparstek, A., eds., *Community Support Systems and Mental Health*, Springer, New York.
- BIGELOW, D. A., MCFARLAND, B. H., OLSON, M. M., 1991, Quality of life of community mental health program clients: Validating a measure, *Community Mental Health Journal*, 27, 1, 43-55.
- BOWLING, A., FARQUHAR, M., GRUNDY, E., FORMY, J., 1993, Changes in life satisfaction over a two and a half period among very elderly people living in London, *Social Science and Medicine*, 36, 5, 641-655.
- BRADBURN, N. M., 1969, *The Structure of Psychological Well-being*, Aldine, Chicago.

- CAMPBELL, A., CONVERSE, P. E., ROGERS, W. L., 1976, *The Quality of American Life*, Russell Sage Foundation.
- CHAMBON, O., TRINH, A., 1991, Intérêt de l'évaluation de la qualité de la vie des malades mentaux chroniques lors du processus de réadaptation sociale, *Synapse*, 77, 77-86.
- CAPLAN, G., KILLILEA, M., 1976, *Support system and Mutual Help: Multidisciplinary Explorations*, Grune and Stanton, New York.
- CARON, J., 1996, L'Échelle de provisions sociales: une validation québécoise, *Santé mentale au Québec*, XXI, 2, 158-180.
- CARON, J., TEMPIER, R., MERCIER, C. LEOUFFRE, 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).
- CHENG, S. T., 1988, Subjective quality of life in the planning and evaluation of programs, *Evaluation and Program Planning*, 11, 123-134.
- CUTRONA, C. E., RUSSELL, D. W., 1987, The provisions of social support and adaptation to stress, *Advance in Personal Relationships*, 1, 37-67.
- DIENER, E., 1984, Subjective well-being, *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- 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.
- FOURNIER, L., 1989, *La clientèle des refuges de Montréal*, [thèse de doctorat en administration de la santé], Université de Montréal.
- GUAY, J., 1981, Le réseau social de l'ex-patient psychiatrique, *Revue Québécoise de Psychologie*, 2, 3, 41-57.
- GULLIKSEN, H., 1950, *Theory of Mental Test*, John Wiley, New York.
- HOLCOMB, W. R., MORGAN, P., ADAMS, N., PONDER, H., FAREL, M. T. I., 1993, Development of a structured interview scale for measuring quality of life of the severely mentally ill, *Journal of Clinical Psychology*, 49, 6, 830-840.
- HUXLEY, P., WARNER, R., 1992, Case management, quality of life, and satisfaction with services of long-term psychiatric patients, *Hospital and Community Psychiatry*, 43, 8, 799-802.
- KESSLER, R. C., MCLEOF, J. D., 1985, Social support and health in community samples, in Cohen et Syme, eds., *Social Support and Health*, Academic Press, New York, 165-183.

- KLEIN, H. A., 1993, Home satisfaction: Related Health and Psychosocial variables, *The Journal of Applied Gerontology*, 12, 4, 439-451.
- LEHMAN, A. F., BURNS, B. J., 1990, Severe mental illness in the community, in Spilker, B., éd., *Quality of Life Assessments in Clinical Trials*, Raven Press, New York, 357-362.
- LEHMAN, A. F., WARD, N. C., LINN, L. S., 1982, Chronic mental patients: The quality of life issue, *American Journal of Psychiatry*, 139, 10, 1271-1276.
- MARTINEZ ARIAS, R., 1995, *Psicometria: teoria de los tests psicologicos y educativos*, Editorial Sintesis, Madrid.
- MERCIER, C., 1987, C'est pas grave, c'est rien que vos nerfs, L'évaluation d'un programme de prévention géré par le milieu, *Revue canadienne d'évaluation de programme*, 2, 1, 57-69.
- MERCIER, C., 1994, Improving the quality of life of people with chronic mental disorders, *Social Indicators Research*, 33, 165-192.
- MERCIER, C., CORTEN, P., 1989, *Quality of Life and Social Reintegration: Canadian and Belgian Surveys with the Severely Mentally Ill*, 41st Institute on Hospital and Community Psychiatry, Philadelphie.
- MERCIER, C., TEMPIER, R., RENAUD, C., 1992, Services communautaires et qualité de la vie: une étude d'impact en région éloignée, *Revue canadienne de psychiatrie*, 37, 8, 553-563.
- MERCIER, C., CORTEN, P., 1994, Évaluation de la qualité de vie de patients psychotiques, in Kovess, V., éd., *L'Évaluation des soins en psychiatrie*, Economica, Paris, 263-289.
- MERCIER, C., RENAUD, C., DESBIENS, F., GERVAIS, S., 1990, *La contribution des services à la qualité de la vie des patients psychiatriques dans la communauté*, Rapport de recherche présenté à Santé et Bien-être social Canada, Unité de recherche psychosociale, Centre de recherche de l'hôpital Douglas, Verdun.
- SCHIPPER, H., CLINCH, J., POWELL, V., 1990, Definitions and conceptual issues, in Spilker, B., éd., *Quality of Life Assessments in Clinical Trials*, Raven Press, New York, 11-24.
- SCHULBERG, H. C., BROMET, E., 1981, Strategies for evaluating the outcome of community services for the chronically mentally ill, *American Journal of Psychiatry*, 138, 7, 930-935.
- SIMPSON, C. J., HYDE, C. E., FARAGHER, E. B., 1989, The chronically mentally ill in community facilities, A study of quality life, *British Journal of Psychiatry*, 154, 77-82.

- STEVENS, J., 1992, *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences*, Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale.
- SULLIVAN, G., WELLS, K. B., LEAKE, B., 1991, Quality of life of seriously mentally ill persons in Mississippi, *Hospital and Community Psychiatry*, 42, 7, 752-755.
- TANTAM, D., 1988, Quality of life and the chronically mentally ill, *The International Journal of Social Psychiatry*, 34, 4, 243-247.
- TEMPIER, R., CARON, J., MERCIER, C., LEOUFFRE, P., 1997, Quality of life of severely mentally ill individuals : A comparison with low income and general population, *Community Mental Health Journal*, (sous-presse).
- TEMPIER, R., MERCIER, C., LEOUFFRE, P., CARON, J., 1996, *Étude comparative de la qualité de vie et de l'intégration communautaire des bénéficiaires au long cours de services psychiatriques*, Rapport de recherche présentée à la Régie régionale de la santé et des services sociaux de l'Abitibi-Témiscamingue, 31p.
- WOLFE, J. C., SCHULBERG, H. C., 1982, The design and evaluation of future mental health systems, in Stahler, G. J., Tash, W. R., eds., *Innovative Approaches to Mental Health Evaluation*, New York Academic Press Inc., 3-22.
- ZAUTRA, A., GOODHART, D., 1979, Quality of life indicators: a review of the literature, *Community Mental Health Review*, 4, 1, 3-10.

ABSTRACT

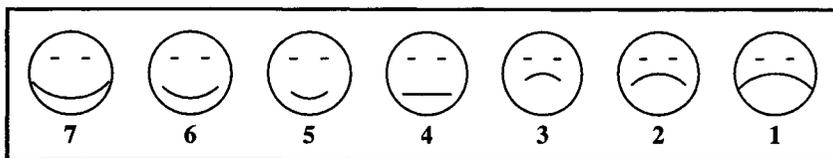
Quebec validation of the Satisfaction With Life Domains Scale

This article presents the results of the Quebec validation of the Satisfaction With Life Domains Scale. This scale was developed in the United States for the general population and adapted for severely mentally ill individuals. Two hundred and sixty six individuals from the general population and 245 severely mentally ill persons participated in this study. Factor analysis allowed the identification of four sub-scales for the clinical population and five for the general population. The scale ($\alpha=0,90$) and the sub-scales (α between 0,60 et 0,84) show excellent internal consistencies and the test-retest reliability was good ($r=0,73$). Moreover, analysis of the variance and the discriminant analysis allow to acknowledge that the sub-scales have a high discriminating power; they allow to distinguish the general population from welfare recipient and people suffering from psychosis. The overall results suggest that l'Échelle de satisfaction des domaines de vie have good psychometric properties and can be considered as a valid instrument for assessing subjective quality of life in descriptive or evaluative studies.

Annexe

Échelle de satisfaction des domaines de la vie*

Je vais vous montrer 7 visages qui expriment différents sentiments. J'aimerais que vous utilisiez ces visages pour me dire comment vous vous sentez par rapport à une liste de choses que je vais vous nommer. Tout ce que vous avez à faire, c'est de me dire quel visage exprime le mieux comment vous vous sentez. Par exemple, si je vous demande « quel visage exprime le mieux comment vous vous sentez face à l'endroit où vous habitez » et que vous adorez cet endroit, vous choisissez le visage 7. Si par contre, vous détestez cet endroit, vous prenez le visage 1. Si cela vous laisse indifférent, vous indiquez le visage 4. Si vous trouvez cet endroit assez agréable, vous pouvez utiliser les visages 6 ou 5. Si vous en êtes insatisfait(e), les visages 3 ou 2 peuvent représenter vos sentiments.



- a) à l'endroit où vous habitez ? (ex. : maison, appartement, chambre)
- b) au quartier où vous vivez ?
- c) à votre alimentation ?
- d) aux vêtements que vous portez ?
- e) à votre santé ?
- f) aux gens avec qui vous vivez ?
- g) à vos amis ?
- h) à votre vie sentimentale ?
- i) à vos relations avec votre famille ?
- j) à la façon dont vous vous entendez avec les autres ?
- k) à vos occupations et à vos activités quotidiennes ?
- l) à la façon dont vous occupez vos temps libres ?
- m) à ce que vous faites à l'extérieur de chez vous pour vous divertir ?
- n) aux services et aux commodités de votre quartier ?
- o) à votre situation financière ?
- p) à votre vie actuelle en général ?
- q) à la confiance que vous avez en vous-même ?
- r) à ce que les gens pensent de vous ?
- s) aux libertés dont vous disposez actuellement ?
- t) aux responsabilités qui vous sont laissées ?

* Traduit et adapté de BAKER, F., INTAGLIATA, J. (1982). Quality of life in the evaluation of Community Support Support Systems. *Evaluation and Program Planning*, 5, 69-79.