

## TRADUCTION ET VALIDATION CANADIENNE-FRANÇAISE DE L'ÉCHELLE DE L'ESTIME DE SOI DE ROSENBERG \*

Evelyne F. VALLIERES et Robert J. VALLERAND

*Université du Québec à Montréal, Canada*

Révision reçue en janvier 1990

Since the early days of psychology, the self-concept and more specifically global self-esteem has been addressed by numerous researchers in the field. Among the widely used instruments for measuring global self-esteem, Rosenberg's Self-Esteem scale (RSE) has displayed high levels of validity and reliability (Harter 1983; Wylie 1974). Through a brief (10 items) and direct approach, the RSE can be answered quickly by different age and social groups. Considering the good psychometric properties of the RSE mentioned above, and the importance of self-esteem for research in psychology, the purpose of the present four studies was to translate and validate in French the RSE. Internal consistency (study 1) and confirmatory factor analyses through LISREL VI (study 2) were conducted with a French-Canadian junior college student population in order to verify the internal consistency and the unidimensional factorial structure of the scale. In addition, the construct validity (study 3) and temporal stability (study 4) of the scale were assessed. Although the present findings are preliminary in nature, they nevertheless support the reliability and validity of the Rosenberg's Self-Esteem scale in French.

Historiquement, peu de domaines d'étude ont soutenu autant l'attention des chercheurs en psychologie que celui du concept de soi (Baldwin 1897; Cooley 1902; Harter 1983; James [1890] 1963; Mead 1934; Rosenberg 1965, 1979, 1986, 1987). Ainsi, en 1982 Ostrow estimait aux environs de sept mille le nombre d'articles publiés sur le concept de soi.

\* Cet article a été rédigé alors que le premier auteur était subventionné par le Fonds pour la Formation des Chercheurs et l'Aide à la Recherche (FCAR-Québec) et que le second auteur était subventionné par le Conseil de Recherches en Sciences Humaines du Canada, le Conseil Québécois de la Recherche Sociale, le Fonds pour la Formation des Chercheurs et l'Aide à la Recherche (FCAR) et l'Université du Québec à Montréal. Nous tenons à remercier le Professeur René l'Ecuyer et un évaluateur anonyme pour leurs commentaires judicieux sur une version antérieure de cet article.

Les demandes de tirés-à-part doivent être adressées à R.J. Vallerand, Laboratoire de Psychologie Sociale, Université du Québec à Montréal, C.P. 8888, Station 'A', Montréal, QC, Canada H3C 3P8.

Parmi ceux-ci, approximativement 90% portaient plus spécifiquement sur l'estime de soi (Rosenberg 1986).

La popularité de l'estime de soi globale repose moins sur sa valeur prédictive comportementale que sur son association à des facteurs de santé mentale telle que démontrée par de nombreuses évidences empiriques (Bachman et al. 1967; Harter 1983; Rosenberg 1965, 1986; Rosenberg et Simmons 1972; Wylie 1974). En effet, une faible estime de soi est régulièrement associée à la dépression chez des populations normales tant adultes qu'adolescentes (Bachman 1970; Kaplan et Pokorny 1969; Luck et Heiss 1972; Rosenberg 1965; Rosenberg et Simmons 1972), à des indicateurs psychologiques et psychophysiologiques d'anxiété (Bachman 1970; Kaplan et Pokorny 1969; Luck et Heiss 1972; Rosenberg 1965; Rosenberg et Simmons 1972), à des niveaux inférieurs de satisfaction de vie (Andrews et Withney 1976; Campbell 1981; Crandall 1973) et à des états affectifs négatifs tels que l'irritabilité, l'impulsivité agressive et l'anomie (Bachman et al. 1967; Rosenberg 1985). Enfin, des recherches récentes indiquent que les individus ayant une faible estime d'eux-mêmes sont plus susceptibles de ressentir des sentiments de culpabilité, de crainte morbide de l'échec et qu'ils sont plus vulnérables à différents problèmes psychologiques (Carmines 1978; Rosenberg 1985).

Plusieurs définitions conceptuelles de l'estime de soi globale ont été proposées, et parmi celles-ci, celle de Rosenberg (1979, 1985) apparaît sans doute comme l'une des plus dignes d'intérêt (Harter 1983). Selon Rosenberg (1985) l'estime de soi élevée est un indicateur d'acceptation, de tolérance et de satisfaction personnelle à l'égard de soi tout en excluant les sentiments de supériorité et de perfection. De plus, l'estime de soi élevée implique le respect pour soi-même. Rosenberg différencie deux niveaux de respect, soit les niveaux inconditionnel et conditionnel. Le respect inconditionnel suppose que l'individu se respecte en tant qu'être humain, indépendamment de ses qualités ou accomplissements alors que le respect conditionnel comporte une congruence entre les standards personnels de compétence, de moralité, d'excellence et les sentiments d'accomplissement à l'égard de ces standards. Selon Rosenberg, l'absence d'un respect conditionnel différencie la personne ayant une estime de soi élevée de celle possédant une faible estime de soi.

Parmi les instruments de mesure qui tentent de capter la notion générale de l'estime de soi globale, notons ceux de Coopersmith (1967), de Piers et Harris (1969) et le 'Rosenberg's Self-Esteem Scale' (RSE) de

Rosenberg (1965) (voir Harter 1983, et Wylie 1974, pour une critique de ces instruments). Le RSE est un instrument de nature unidimensionnelle, construit à partir d'une conception phénoménologique de l'estime de soi et qui permet de capter la perception globale des sujets quant à leur propre valeur. Cet instrument de 10 items permet d'évaluer à quel point l'individu se considère généralement comme une personne de valeur, comme possédant un certain nombre de belles qualités, comme ayant une attitude positive à l'égard de lui-même, comme ne se considérant pas comme un échec, un inutile, ou un bon à rien. Cet instrument possède des indices de fidélité et de validité très acceptables. Construit originellement selon une approche Guttman, le RSE a démontré un coefficient de reproduction de 0.90, permettant d'inférer ainsi l'unidimensionnalité de l'instrument (Rosenberg 1965). Lors des évaluations de la stabilité temporelle de l'instrument (test-retest), les résultats ont indiqué une corrélation de 0.85 pour un intervalle de deux semaines (Silber et Tippett 1965). Comme soutien à la validité de construit de l'instrument, des relations négatives significatives ont été démontrées entre le RSE et la présence de sentiments de dépression et de symptômes psychosomatiques (Kaplan et Pokorny 1969; Rosenberg, 1965), des indices d'insécurité personnelle (Rosenberg 1965) et le désintéressement parental (Rosenberg 1965), ainsi que par des relations positives significatives entre le RSE et la participation à des activités para-scolaires et à un programme enrichi pour des étudiants de milieux économiques défavorisés (Hunt et Hardt 1969).

Le RSE a suscité l'intérêt de nombreux chercheurs et il s'avère l'un des instruments les plus utilisés dans les milieux anglophones (Harter 1983; Wylie 1974). Il se distingue tant par sa brièveté de passation que par la généralité des items qui repose sur une évaluation très globale des sentiments positifs ou négatifs que peut avoir le sujet quant à sa personne. En conclusion, les qualités psychométriques du RSE supportent son utilisation en recherche en psychologie.

Étant donné l'importance que revêt le concept de l'estime de soi pour la recherche en psychologie, et à la lumière des qualités psychométriques du RSE telles que mentionnées ci-haut, il est apparu opportun aux présents auteurs qu'un tel instrument soit traduit et validé en français. Le but premier des présentes études était donc de traduire et de valider le RSE en français, tout en tentant d'obtenir des indices démontrant que ses qualités psychométriques étaient équivalentes à la version anglaise. Un deuxième but des études était de

vérifier de façon plus rigoureuse la structure unidimensionnelle de l'instrument par des analyses de cohérence interne et plus particulièrement par une analyse factorielle confirmatoire à l'aide du logiciel LISREL VI (Jöreskog et Sörbom 1984). Spécifiquement, la cohérence interne de l'instrument fut examinée lors de l'étude 1, alors que la vérification de la structure factorielle de l'instrument constituait l'objet de l'étude 2. Afin de nous assurer de la validité de construit de l'instrument, des analyses de corrélation avec d'autres construits psychologiques pertinents furent conduites lors de l'étude 3. Enfin, la stabilité temporelle de l'instrument fut vérifiée lors de l'étude 4. L'ensemble de ces études devrait permettre d'établir de façon préliminaire les qualités psychométriques de la version canadienne-française du RSE.

#### Étude 1

Le but de cette étude était de développer une version française de l'Échelle de l'Estime de Soi de Rosenberg (1965) et de vérifier ses qualités psychométriques de cohérence interne. Nous anticipions que l'Échelle de l'Estime de Soi (EES) démontrerait un indice de cohérence interne très acceptable.

#### Méthode

L'EES fut traduite en français en suivant certaines des procédures issues du processus méthodologique préconisé pour la validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques (voir Vallerand (1989) pour des informations plus complètes). Lors d'une première étape, deux versions traduites furent effectuées par deux personnes, incluant le premier auteur. Lors de la seconde étape, un comité, constitué de chercheurs en psychologie sociale et incluant les auteurs des deux versions traduites, analysa les deux versions du questionnaire en portant une attention spéciale sur l'utilisation d'un langage simple. En effet, l'EES devait être suffisamment polyvalente pour pouvoir être complétée par des populations d'âges et de milieux différents. Le comité évalua chacun des items des traductions parallèles et les compara aux items de la version originale afin de sélectionner les items les plus près de l'esprit de la version originale et pour constituer la version expérimentale. Lorsque désaccord il y avait, celui-ci était discuté et résolu par consensus.

Un deuxième point à souligner concerne l'échelle utilisée pour ce questionnaire. Tel que mentionné ci-haut, le questionnaire original fut développé selon une approche Guttman. Selon cette approche, quoique l'échelle comportât quatre points, ceux-ci ont été comptabilisés de manière à obtenir des scores dichotomiques. Afin de prendre avantage du maximum de variance possible et d'élargir les possibilités d'utilisation de techniques statistiques plus sophistiquées (McIver et Carmines 1981), les études subsé-

Tableau 1  
L'Échelle de l'Estime de Soi (EES).

Pour chacune des caractéristiques ou descriptions suivantes, indiquez à quel point chacune est vraie pour vous en encerclant le chiffre approprié.

Tout à fait en désaccord 1	Plutôt en désaccord 2	Plutôt en accord 3	Tout à fait en accord 4	
1. Je pense que je suis une personne de valeur, au moins égal(e) à n'importe qui d'autre	1	2	3	4
2. Je pense que je possède un certain nombre de belles qualités	1	2	3	4
3. Tout bien considéré, je suis porté(e) à me considérer comme un(e) raté(e)	1	2	3	4
4. Je suis capable de faire les choses aussi bien que la majorité des gens	1	2	3	4
5. Je sens peu de raisons d'être fier(e) de moi	1	2	3	4
6. J'ai une attitude positive vis-à-vis moi-même	1	2	3	4
7. Dans l'ensemble, je suis satisfait(e) de moi	1	2	3	4
8. J'aimerais avoir plus de respect pour moi-même	1	2	3	4
9. Parfois je me sens vraiment inutile	1	2	3	4
10. Il m'arrive de penser que je suis un(e) bon(ne) à rien	1	2	3	4

quentes ont utilisé la version originale en l'adaptant à une échelle de type Likert (Bachman et O'Malley 1977; McIver et Carmines 1981; O'Malley et Bachman 1979). C'est d'ailleurs sous cette dernière forme que McIver et Carmines (1981) l'ont validée auprès d'un large échantillon d'étudiants de niveau secondaire et qu'ils ont vérifié et soutenu la structure unidimensionnelle de l'instrument par le biais d'une analyse factorielle exploratoire.

Pour la validation trans-culturelle, les présents auteurs ont préféré l'utilisation de l'échelle de type Likert tout en conservant et en inversant la formulation des quatre points de la version originale. L'inversion des quatre points s'est faite dans le but de faciliter la compréhension de l'échelle, le facteur de désirabilité sociale étant contrôlé par la présence de la formulation à la négative de cinq des dix énoncés. L'EES s'évalue donc sur une échelle allant de (1) 'Tout à fait en désaccord' à (4) 'Tout à fait en accord', les points milieux étant représentés par (2) 'Plutôt en désaccord' et (3) 'Plutôt en accord'. Les items formulés négativement (3, 5, 8, 9 et 10) doivent être recodés de manière à ce que le score total varie de 10 à 40. Les items tels que traduits et les consignes présentées aux sujets apparaissent au tableau 1.

L'EES fut distribuée à un groupe de 56 étudiants de niveau collégial (19 hommes, 37 femmes) dont la moyenne d'âge était de 18.88 ans. Les sujets ont répondu au questionnaire en classe au début d'un cours de philosophie. Lors de la présentation du questionnaire, si présence du professeur il y avait, celle-ci n'interférait en aucune manière dans le déroulement de la procédure expérimentale. En présentant le questionnaire, l'expérimentateur informa les sujets que les renseignements fournis ne seraient utilisés qu'à des fins de recherche et qu'ils seraient traités confidentiellement et anonymement.

### Résultats et Discussion

La moyenne de l'EES pour les hommes et les femmes était de 32.66 avec un écart-type de 5.69. Cette moyenne est équivalente à une estime de soi moyennement élevée, puisque les scores possibles vont de 10 à 40, 40 représentant le niveau le plus élevé d'estime de soi alors que 10 indique le niveau le plus faible d'estime de soi. Une moyenne telle que celle obtenue représente un niveau d'estime de soi auquel on peut s'attendre chez une population normale d'étudiants de niveau collégial et correspond au niveau obtenu lors de l'étude de McIver et Carmines (1981) conduite avec des étudiants de niveau secondaire. Afin de vérifier si les moyennes des hommes et des femmes différaient significativement, un test-t fut effectué. Les résultats n'ont indiqué aucune différence significative. Enfin, le coefficient standardisé de cohérence interne (Alpha de Cronbach) de 0.70 apparaît satisfaisant.

### Étude 2

Cette seconde étude avait pour but de vérifier la structure factorielle unidimensionnelle de l'EES avec un nouvel échantillon de sujets par le biais d'une analyse factorielle confirmatoire avec le logiciel LISREL VI. Alors que la structure unidimensionnelle de la version anglaise avec l'échelle de type Likert fut soutenue par le biais des résultats d'une analyse factorielle exploratoire (McIver et Carmines 1981), une analyse factorielle confirmatoire par le biais du logiciel LISREL VI constitue un test beaucoup plus sévère. Ce type d'analyse permet une évaluation plus formelle de la structure unidimensionnelle postulée grâce à l'analyse de la matrice de covariance des données recueillies. A cet égard, une valeur statistique du chi-carré et un indice AGFI ('Adjusted Goodness of Fit Index') sont spécifiés lors de cette analyse. Ces indices permettent de déterminer si les données et la structure factorielle proposée correspondent (voir Blais et al. 1989; Pelletier et Vallerand sous presse; Vallerand et al. 1989, pour plus d'information à ce sujet). Tel que proposé par Rosenberg (1965), nous postulons que le modèle à un seul facteur atteindrait un niveau d'adéquation suffisamment acceptable pour confirmer la structure unidimensionnelle de l'EES.

### Méthode

Le questionnaire fut administré à un nouvel échantillon de 308 étudiants de niveau collégial (130 hommes et 178 femmes) dont la moyenne d'âge était de 18.14 ans, et dans des conditions équivalentes à celles ayant présidé lors de l'étude 1.

L'analyse factorielle confirmatoire avec le logiciel LISREL VI (Jöreskog et Sörbom 1984), fut réalisée avec les données recueillies. Comme nous l'avons mentionné plus haut, par le biais de cette analyse une valeur statistique du chi-carré et un indice d'adéquation *AGFI* sont déterminés. Grâce à la valeur du chi-carré, il devient possible d'évaluer le niveau de correspondance existant entre la structure factorielle proposée et

une structure factorielle saturée, laquelle inclut toutes les sources possibles de variance et de covariance entre les variables. Dans le cadre de ce type d'analyse, l'hypothèse nulle postule que la matrice de covariance des données devrait correspondre à la structure factorielle telle que proposée. Ainsi, advenant que le chi-carré obtenu soit non-significatif, l'hypothèse nulle pourra être retenue. Par contre, un chi-carré significatif n'élimine pas nécessairement l'hypothèse nulle, puisque le chi-carré calculé par LISREL est un indice très sévère susceptible aux variations que l'on peut observer dans la distribution normale des variables observées, et augmentant de valeur à mesure que s'accroît le nombre de sujets inclus dans les échantillons. Pour pallier à ces anomalies, LISREL rapporte un second indice ajusté, le *AGFI*, qui tient compte tant de la grandeur de l'échantillon que du chi-carré et qui peut varier de 0.00 à 1.00 (1.00 révélant une structure s'harmonisant parfaitement aux données). Enfin, un troisième indice peut être utilisé pour mieux juger de l'adéquation du modèle proposé, en l'occurrence l'estimé de variance résiduelle (Root mean square residual: *R.M.S.R.*). Lorsque ce dernier indice se rapproche de 0.00, ceci signifie que la variance moyenne résiduelle incluse dans la matrice de covariance peut être considérée comme nulle, et que le modèle postulé peut donc être jugé approprié.

### Résultats et Discussion

La moyenne obtenue sur l'EES pour ce deuxième échantillon était de 32.78 avec un écart-type de 5.69, moyenne et écart-type équivalents à ceux obtenus avec le premier échantillon. Les résultats du test-t pour vérifier la présence d'une différence entre les hommes et les femmes étaient non significatifs et le coefficient de cohérence interne était de 0.89, résultat beaucoup plus satisfaisant que celui obtenu lors de l'étude 1. Les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire conduite par le biais du logiciel LISREL VI ont indiqué un chi-carré significatif (80.22, *d.l.* = 32,  $p > 0.001$ ) mais relativement peu élevé. De plus, le niveau d'adéquation *AGFI* était fort acceptable (0.91) puisque très près de 1.00, alors que les saturations sur chacun des items étaient hautement significatives (voir tableau 2). Enfin, l'estimé de variance résiduelle étant très faible (0.03), nous pouvons conclure que ces résultats supportent la structure unidimensionnelle de l'EES telle que postulée.

Tableau 2

Saturation des énoncés sur l'Échelle de l'Estime de Soi pour l'analyse factorielle confirmatoire.

Énoncés	1	2	3 <sup>a</sup>	4	5 <sup>a</sup>	6	7	8 <sup>a</sup>	9 <sup>a</sup>	10 <sup>a</sup>
Saturations	0.40	0.48	-0.55	0.46	-0.58	0.64	0.59	-0.45	-0.56	-0.58

Note. Chi-carré = 80.22, *d.l.* = 32,  $p < 0.0001$ , *AGFI* = 0.91, *R.M.S.R.* = 0.03. Les estimations rapportées dans ce tableau proviennent de la matrice de covariance et sont toutes significatives (Valeur-*T* > 2.00). Lorsqu'un paramètre a une valeur-*T* < 2.00, ceci signifie que l'ajout de ce paramètre au modèle ne réduit en rien le chi-carré de façon significative.

<sup>a</sup> Les items 3, 5, 8, 9, 10 sont des énoncés formulés négativement d'où le signe négatif.

### Étude 3

Les résultats rapportés dans les deux études précédentes démontrent que le niveau de cohérence interne et la structure unidimensionnelle de l'EES sont très acceptables et comparables à ceux de la version anglaise. Cependant, dans le contexte d'une validation trans-culturelle il importe de s'assurer que la validité de construit de l'instrument traduit mesure le construit tel que défini par le cadre théorique de la version originale. Lors de la validation de la version anglaise, rappelons que l'estime de soi élevée était reliée négativement à la présence de sentiments de dépression et de symptômes psychosomatiques (Kaplan et Pokorny 1969; Rosenberg 1965) et qu'elle était reliée positivement à la participation à des activités para-scolaires (Rosenberg 1965) et à un programme enrichi pour étudiants de milieux socio-économiques défavorisés (Hunt et Hardt 1969). Le but de la présente étude visait justement à étudier la validité de construit de l'EES, et à vérifier si la version française était assez sensible pour détecter les relations de l'estime de soi en rapport avec d'autres construits psychologiques, dont la dépression et la satisfaction de vie qui sont deux variables susceptibles d'être modérément reliées à l'estime de soi. Dans la présente étude, l'estime de soi devrait être reliée négativement à la dépression et positivement à la satisfaction de vie, puisque cette dernière variable implique une évaluation globale subjective de la qualité de vie selon les critères personnels des individus (Blais et al. 1989; Shin et Johnson 1978).

#### Méthode

Selon des procédures identiques aux deux précédentes études, 115 autres sujets étudiants de niveau collégial (43 hommes, 72 femmes) dont l'âge moyen était de 18.15 ans ont répondu à l'EES ainsi qu'à la version abrégée du questionnaire de dépression (Alpha = 0.85) de Beck et Beck (1972) traduit par Bourque et Beaudette (1982) ainsi qu'à l'Échelle de satisfaction de vie (Alpha = 0.90) de Diener et al. (1985) traduite et validée en français par Blais et al. (1989).

#### Résultats et Discussion

La moyenne obtenue sur l'EES était de 32.26 avec un écart-type de 5.52. Le coefficient de cohérence interne était de 0.90 et les résultats du test-t ont révélé à nouveau l'absence d'une différence significative entre les hommes et les femmes.

Les résultats obtenus lors des analyses de corrélations indiquent que l'EES était reliée positivement à la satisfaction de vie ( $n = 115$ ,  $r = 0.20$ ,  $p = 0.01$ ), alors que la corrélation négative avec la dépression était telle que postulée ( $n = 112$ ,  $r = -0.32$ ,  $p = 0.001$ ). Ces résultats vont dans le sens prédit par les hypothèses puisque les corrélations ne sont que modérément significatives. En effet, des corrélations trop élevées entre ces différentes variables impliqueraient que celles-ci mesurent à peu près le même construit et démontreraient l'invalidité de l'estime de soi telle que mesurée par l'EES. En conclusion, ces résultats soutiennent les relations postulées entre l'EES et d'autres concepts psychologiques, telles que démontrées avec la version originale, et ils offrent un support à la validité de construit de l'EES.

### Étude 4

Les résultats des études 1, 2 et 3 ont permis de démontrer que l'EES possédait un niveau de cohérence interne acceptable, une structure factorielle unidimensionnelle telle que postulée et que sa validité de construit était très satisfaisante. Cependant, sa stabilité temporelle n'a pas encore été étudiée. Le but de la présente étude consistait donc à vérifier la stabilité temporelle (test-retest) de l'EES. Il était prévu que la corrélation obtenue entre le test et le retest atteindrait un niveau très élevé et significatif, démontrant un haut niveau de stabilité temporelle.

#### Méthode

Des procédures identiques à celles utilisées lors des études précédentes ont été utilisées pour la conduite de cette dernière étude. Soixante autres étudiants de niveau collégial (37 hommes et 23 femmes) dont l'âge moyen était de 20.55 ans, ont répondu à l'EES à deux reprises en classe à l'intérieur d'une période de trois semaines.

#### Résultats et Discussion

La moyenne à l'EES lors de la première passation était de 32.02 avec un écart-type de 4.88 alors que la moyenne sur le retest était de 32.74 avec un écart-type de 5.23. Les résultats des analyses de cohérence interne (alpha de Cronbach) pour le test et le retest étaient de 0.83 et 0.88 respectivement. Enfin, l'indice de corrélation test-retest était de 0.84 ( $p < 0.001$ ), représentant un indice de stabilité temporelle très acceptable démontrant ainsi que l'estime de soi telle que mesurée par l'EES et tel que prédit par le cadre théorique, est une variable relativement stable.

### Discussion générale

Le but des quatre études du présent article était de valider une version en langue française de l'Échelle de l'Estime de Soi. En général, les résultats démontrent que les qualités psychométriques de cette échelle sont acceptables et se comparent favorablement à la version anglaise. En regard des indices de fidélité de l'EES, notons d'abord que l'indice de cohérence interne qui était d'un niveau acceptable lors de la première étude (alpha = 0.70) a atteint des niveaux plus que satisfaisants lors des études ultérieures (0.89, 0.90, 0.83 et 0.88). De plus, la corrélation pour le test-retest ( $r = 0.84$ ) apparaît très adéquate tout en étant équivalente à celle de la version anglaise.

Au niveau de la validité de l'EES, les résultats sont plutôt encourageants. En effet, d'une part les résultats obtenus lors de l'analyse

factorielle confirmatoire indiquent et supportent la structure unidimensionnelle de l'instrument et, d'autre part, les corrélations entre l'EES et la dépression et la satisfaction de vie vont dans le sens prédit conceptuellement. En effet, des corrélations trop élevées entre ces différents instruments auraient signifié une équivalence entre ces différents construits. Toutefois, des corrélations modérées et dans la direction appropriée (positive avec la satisfaction de vie et négative avec la dépression) supportent la validité de construit de l'ESS.

Dans l'ensemble, ces premiers résultats supportent la validité et la fidélité de l'EES. Ils doivent cependant être perçus comme préliminaires puisqu'ils ont été tirés d'une population normale d'étudiants de niveau collégial. C'est dans ce contexte spécifique que les résultats doivent être interprétés et des recherches ultérieures seront nécessaires pour évaluer plus complètement les qualités psychométriques de l'instrument, entre autre, auprès de populations plus âgées ainsi qu'auprès de populations cliniques. De plus, il serait intéressant de vérifier la validité de construit de l'EES à l'aide de différentes méthodes expérimentales, telles qu'en laboratoire ou sur le terrain. Ainsi il serait possible d'identifier le rôle que pourrait jouer l'estime de soi globale, en interaction avec d'autres variables, sur le comportement humain et social. Enfin, notons que l'examen de la valeur prédictive de l'EES, relativement à des variables telles que la dépression, pourrait faire l'objet d'études fort intéressantes.

En somme, l'EES démontre des propriétés psychométriques qui pourraient en faire un instrument très pertinent pour les recherches futures dans divers domaines. Grâce à sa brièveté de passation (10 énoncés), l'EES est un instrument facile à administrer ou à ajouter lors d'expérimentations variées et devrait, de ce fait, faire avancer nos connaissances dans les domaines où l'estime de soi apparaît comme une variable importante.

## Références

Andrews, F.M. et S.B. Withney, 1976. *Social indicators of well-being*. New York: Plenum Press.  
 Bachman, J.G., 1970. *Youth in transition: The impact of family background and intelligence on tenth-grade boys*, Vol. 2. Ann Arbor, MI: Institute for Social Research.  
 Bachman, J.G. et P.M. O'Malley, 1977. Self-esteem in young men: A longitudinal analysis of the impact of educational and occupational attainment. *Journal of Personality and Social Psychology* 35, 365–380.

- Bachman, J.G., R.L. Kahn, M.T. Mednick, T.N. Davidson et L.D. Johnston, 1967. *Youth in transition: Blueprint for longitudinal study of adolescent boys*, Vol. 1. Ann Arbor, MI: Institute for Social Research.  
 Baldwin, J.M., 1897. *Social and ethical interpretations in mental development*. New York: MacMillan.  
 Beck, A.T. et R.W. Beck, 1972. Screening depressed patients in family practice: A rapid technique. *Postgraduate Medicine* 52, 81–85.  
 Blais, M.R., R.J. Vallerand, L.G. Pelletier et N.M. Brière, 1989. L'échelle de satisfaction de vie: Validation canadienne-française du 'Satisfaction with Life Scale'. *Revue Canadienne des Sciences du Comportement* 21, 210–233.  
 Bourque, P. et D. Beaudette, 1982. Étude psychométrique du questionnaire de dépression de Beck auprès d'un échantillon d'étudiants universitaires francophones. *Revue Canadienne des Sciences du Comportement* 14, 211–218.  
 Campbell, A., 1981. *The sense of well-being in America*. New York: McGraw-Hill.  
 Carmines, E.G., 1978. Psychological origins of adolescent political attitudes: Self-esteem, political salience, and political involvement. *American Politics Quarterly* 6, 167–186.  
 Cooley, C.H., 1902. *Human nature and the social order*. New York: Charles Scribner's Sons.  
 Coopersmith, S., 1967. *The antecedents of self-esteem*. San Francisco, CA: W.H. Freeman.  
 Crandall, R., 1973. 'The measurement of self-esteem and related constructs'. In: J.P. Robinson et P.R. Shaver (eds.), *Measures of social psychological attitudes*. Ann Arbor, MI: Institute for Social Research. pp. 45–168.  
 Diener, E., R.A. Emmons, R.J. Larsen et S. Griffin, 1985. The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment* 49, 71–76.  
 Harter, S., 1978. Effectance motivation reconsidered: Toward a developmental model. *Human Development* 1, 34–64.  
 Harter, S., 1982. The perceived competence scale for children. *Child Development* 53, 87–97.  
 Harter, S., 1983. 'Developmental perspectives on the self-system'. In: E.M. Heathrington (ed.), *Socialization, personality and social development: Handbook of child psychology*, Vol. 4. New York: Wiley. pp. 275–383.  
 Harter, S., 1985. 'Competence as a dimension of self-evaluation: Toward a comprehensive model of self-worth'. In: R.L. Leahy (ed.), *The development of the self*. New York: Academic Press. pp. 55–121.  
 Hunt, D.E. et R.H. Hardt, 1969. The effect of upward bound programs on the attitudes, motivation, and academic achievement of negro students. *Journal of Social Issues* 25, 117–129.  
 James, W., 1963. *Psychology*. New York: Fawcett (originally published, 1890).  
 Jöreskog, K.G. et D. Sörbom, 1984. *Lisrel VI*. Chicago, IL: National Educational Resources.  
 Kaplan, H.B. et A.D. Pokorny, 1969. Self-derogation and psycho-social adjustment. *Journal of Nervous and Mental Disease* 149, 421–434.  
 Luck, P.W. et J. Heiss, 1972. Social determinants of self-esteem in adults males. *Sociology and Social Research* 57, 69–84.  
 MacGuire, W.J. et A. Padawer-Singer, 1976. Trait salience in the spontaneous self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology* 33, 743–754.  
 McIver, J.P. et E.G. Carmines, 1981. *Unidimensional scaling*. Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-024. Beverly Hills, CA and London: Sage.  
 Mead G.H., 1934. *Mind, self, and society*. Chicago, IL: University of Chicago Press.  
 O'Malley, P.M. et J.G. Bachman, 1979. Self-esteem and education: Sex and cohort comparisons among high school seniors. *Journal of Personality and Social Psychology* 37, 1153–1159.  
 Pelletier, L.G. et R.J. Vallerand, sous presse. L'échelle révisée de conscience de soi: Une traduction et une validation canadienne-française du 'Revised Self-Consciousness Scale'. *Revue Canadienne des Sciences du Comportement*.

- Piers, E. et D. Harris, 1969. *The Piers-Harris Children's Self-Concept Scale*. Nashville, TN: Counselor Recordings and Tests.
- Rosenberg, M., 1965. *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rosenberg, M., 1979. *Conceiving the self*. New York: Basic.
- Rosenberg, M., 1985. 'Self-concept and psychological well-being in adolescence'. In: R. Leahy (ed.), *The development of the self*. New York: Academic Press. pp. 205-246.
- Rosenberg, M., 1986. 'Self-concept from middle childhood through adolescence'. In: Jerry Suls et Anthony Greenwald (eds.), *Psychological perspectives on the self*, Vol. 3. Hillsdale, NJ: Erlbaum. pp. 107-136.
- Rosenberg, M. et R.G. Simmons, 1972. *Black and white self-esteem: The urban school child*. Washington, DC: American Sociological Association.
- Shin, D.C. et D.M. Johnson, 1978. 'Avowed happiness as an overall assessment of the quality of life'. *Social Indicators Research* 5, 475-492.
- Silber, E. et J.S. Tippett, 1965. 'Self-esteem: Clinical assessment and measurement validation'. *Psychological Reports* 16, 1017-1071.
- Vallerand, R.J., 1989. 'Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques: Implications pour la recherche en langue française'. *Psychologie Canadienne* 30, 662-680.
- Vallerand, R.J., M.R. Blais, N. Brière et L.G. Pelletier, 1989. 'Construction et validation de l'échelle de motivation en éducation (EME)'. *Revue Canadienne des Sciences du Comportement* 21, 323-349.
- Wylie, R., 1974. *The self-concept: A review of methodological considerations and measuring instruments*, Vol. 1. Lincoln, NE: University of Nebraska Press.
- Wylie, R., 1979. *The self-concept: Theory and research on selected topics*, Vol. 2. Lincoln, NE: University of Nebraska Press.

Dès les débuts de la psychologie, les chercheurs dans le domaine se sont intéressés au concept de soi et plus particulièrement à l'estime de soi globale. Parmi les instruments existant en langue anglaise pour mesurer le construit de l'estime de soi globale, le 'Self-Esteem Scale' (RSE) de Rosenberg (1965) a démontré des indices de validité et de fidélité très élevés (Harter 1983; Wylie 1974). Dû à sa brièveté (10 items), c'est un instrument facile à administrer, qui peut être complété par des sujets de groupes d'âges et de milieux différents. Étant donné les qualités psychométriques du 'Self-Esteem Scale' et l'intérêt que suscite l'estime de soi dans les recherches en psychologie, le but des présentes études était de traduire et de valider une version (L'Échelle de l'Estime de Soi: EES) du 'Self-Esteem Scale' de Rosenberg en langue française. La conduite de quatre études auprès d'une population d'étudiants canadiens-français de niveau collégial nous a permis d'évaluer le niveau de cohérence interne (étude 1), et la structure factorielle unidimensionnelle de l'instrument (étude 2) par le biais d'une analyse factorielle confirmatoire (LISREL VI). La validité de construit et la stabilité temporelle (test-retest) ont été évaluées lors de la conduite des études 3 et 4 respectivement. Malgré la nature préliminaire de ces résultats, ceux-ci supportent, dans l'ensemble, la validité et la fidélité de l'Échelle de l'Estime de Soi en français.