

# Validation d'une version canadienne-française du Reasons for Living Inventory

Réal Labelle

Université du Québec à Trois-Rivières

Lise Lachance et Monique Morval

Université de Montréal

## Résumé

Linehan, Goodstein, Nielsen et Chiles (1983) ont développé un instrument unique en suicidologie qui permet d'identifier les croyances menant une personne à vouloir vivre et à ne pas commettre un geste suicidaire. Le but de la présente étude est de valider en langue française le *Reasons for Living Inventory* (RFL) auprès de 300 étudiants francophones universitaires montréalais. La version canadienne-française, intitulée l'Inventaire des raisons de vivre (IRV), fut obtenue par le biais de la traduction renversée parallèle. Dans l'ensemble, les résultats démontrent des indices de fidélité acceptables, une structure factorielle comparable à celle de la version originale américaine, de même que des corrélations négatives entre la majorité des sous-échelles du IRV et le *Scale for Suicide Ideation* (SSI).

Mots clés : Mesure, suicide, raisons de vivre, facteurs de protection

Au Canada, au-delà de trois mille personnes s'enlèvent volontairement la vie annuellement comparativement à plus de mille au Québec (Santé Canada, 1994). Il est guère surprenant que plusieurs chercheurs et cliniciens s'intéressent à l'évaluation de l'intention de suicide pour prévenir le phénomène malgré la complexité de la tâche (Fremouw, Perczel, & Ellis, 1990). On entend ici par intention de suicide, tout désir de vie annihilé par un désir conscient et

---

Les auteur(e)s tiennent à remercier Marsha M. Linehan, Ph.D., pour leur avoir permis d'utiliser et de traduire son inventaire. Les demandes de tirés-à-part doivent être adressées à Réal Labelle, Ph.D., Département de psychologie, Université du Québec à Trois-Rivières, C.P. 500, Québec, Canada, G9A 5H7.

intentionnel de mort (Kovacs & Beck, 1977). Cette conception est différente de la notion de prédiction du potentiel suicidaire qui se définit en termes de risque suicidaire (pronostic fait pour une période de deux ans) et d'urgence suicidaire (pronostic fait pour une période de deux jours) (Forget, 1989).

Au cours des dernières années, deux instruments de mesure se sont révélés fructueux pour évaluer l'intention de suicide en termes de désir de mort et de vie: le *Scale for Suicide Ideation* (SSI; Beck, Kovacs, & Weissman, 1979; Beck, Steer, & Ranieri, 1988) et le *Reasons for Living Inventory* (RFL; Linehan, Goodstein, Nielsen, & Chiles, 1983). Selon une étude récente, ces questionnaires mesureraient deux concepts indépendants (Range & Antonelli, 1990). Or, bien que le SSI soit traduit et validé en langue française auprès d'un échantillon d'adultes (De Man, Balkou, & Iglesias, 1987) et d'un échantillon d'adolescents (De Man, Leduc, & Gauthier, 1993), aucune version française valide du RFL n'est actuellement disponible. Pourtant, 21 articles de langue anglaise publiés entre 1983 et 1994 réfèrent au RFL dans leur titre et divers manuels américains, notamment celui de Freeman et Reinecke (1993), citent le RFL dans leurs techniques d'évaluation pour identifier des facteurs de protection contre le suicide.

Cet enthousiasme des chercheurs et des cliniciens anglophones à l'égard du RFL semble s'expliquer de deux façons. D'abord, il vient de la simplicité et de la clarté des procédures d'administration de cet inventaire. En effet, cet instrument de 48 items se présente comme un test de type papier-crayon où le sujet indique son degré d'accord à l'aide d'une échelle en six points variant de 1 "raison de vivre pas du tout importante" à 6 "raison de vivre tout à fait importante". Bien qu'il n'y ait aucune limite de temps, remplir le questionnaire nécessite environ 10 minutes. Les résultats du test s'obtiennent en calculant la moyenne des items composant une même sous-échelle.

Le deuxième élément contribuant à la popularité de l'instrument apparaît imputable à ses bonnes propriétés psychométriques. À ce jour, six études montrent les qualités métrologiques de l'inventaire.

Chez l'adulte. Intéressés par les croyances menant une personne à vouloir vivre et à ne pas commettre un suicide, Linehan et al. (1983) développent un instrument composé d'items générés empiriquement par 65 adultes non suicidaires. De cet exercice résulte 343 raisons de vivre qui ont donné lieu, après avoir éliminé les énoncés redondants, à une version de 72 items. Deux groupes de sujets évaluent chaque item de cette version expérimentale selon deux modalités: leur importance actuelle et celle passée. Des quatre analyses factorielles exploratoires effectuées, 48 items ayant une saturation supérieure ou égale à .50 dans au moins deux des analyses sont retenus. Six catégories de croyances ont pu être identifiées: survie et adaptation (SA), responsabilités familiales (RF), considérations pour les enfants (CE), peur du suicide (PS), peur de la désapprobation sociale (DS) et objections morales (OM). Des niveaux de cohérence interne élevés sont trouvés pour chacune de ces sous-échelles; les alpha variant entre .72 et .89. En ce qui a trait à la validité discriminante de l'instrument, la sous-échelle SA apparaît la meilleure pour discriminer les non-suicidaires des suicidaires tant dans un échantillon normal (*t*

**Tableau 1**

*Présentation séquentielle de la démarche de validation*

Étapes	Procédures <sup>1</sup>	Techniques appliquées
1. Version préliminaire	- Traduction renversée parallèle	- Quatre professionnels bilingues en sciences humaines dont deux en psychologie (2 hommes, 2 femmes)
2. Version expérimentale	- Évaluation par l'approche de type comité	- Un chercheur sénior dans le domaine, deux des traducteurs bilingues et un professeur de français
3. Pré-test de la version expérimentale	- Évaluation par un groupe de participants - Sondage aléatoire - Méthode test-retest	- Évaluation par des étudiants universitaires afin de vérifier la clarté des items
4. Validité concomitante et de contenu	- Approche des sujets bilingues	- Aucune donnée à cet effet
5. Fidélité	- Cohérence interne - Stabilité temporelle	- Alpha de Cronbach - Aucune donnée à cet effet
6. Validité de construit	- Structure de construit psychologique - Relations entre les différents construits - Effets ou corrélats du construit psychologique	- Analyse factorielle exploratoire - Corrélations inter-échelles - Corrélations avec le SSI
7. Normes	- Groupe de comparaison représentatif	- Aucune donnée à cet effet

<sup>1</sup> Adaptées de Vallerand (1989)

*Déroulement*

En plus de répondre à la version canadienne-française du RFL, les sujets complètent en groupe une série d'instruments utilisés au cours d'une étude portant sur les idéations suicidaires et les cognitions (Labelle, 1994). Parmi ces instruments, se retrouve le SSI qui comprend 19 items et qui présente un coefficient alpha de .83 pour l'échelle globale auprès de notre échantillon en comparaison à .89 pour Beck et al. (1979). Les sujets répondent aux questionnaires de façon anonyme à la fin de leur cours.

Résultats

Les techniques employées dans l'analyse des résultats réfèrent à la théorie classique des tests (Cronbach, 1947; Lord & Novick, 1968; Nunnally, 1978). La présentation des résultats comporte deux sections: l'examen de la fidélité et de la validité de construit tel que suggéré par Vallerand (1989) dans les étapes 5 et 6 de sa procédure (voir tableau 1).

Fidélité

Des coefficients alpha (Cronbach, 1951) ont été calculés pour l'ensemble des sous-échelles et le score total de l'IRV. Les coefficients trouvés pour les différentes sous-échelles sont respectivement de .93 pour SA, .83 pour RF, .89 pour CE, .76 pour PS, .84 pour DS et .72 pour OM. Pour le score total, le coefficient s'élève à .91. Ces indices sont tous acceptables, c'est-à-dire supérieurs à .70, ce qui confirme la première hypothèse. Il est à noter cependant, que dans le calcul de l'alpha sur le score total, toutes les corrélations item-total corrigées sont supérieures à .30 sauf pour tous les items de l'échelle PS.

Validité de construit

Afin de vérifier la seconde hypothèse, une analyse factorielle exploratoire en composantes principales avec rotation varimax (Mulaik, 1972; Thurstone, 1931) a été réalisée. Les résultats de cette analyse apparaissent au tableau 2. Cette solution fait ressortir neuf facteurs dont les racines propres sont de 11.6, 5.8, 2.7, 2.1, 1.8, 1.6, 1.5, 1.3 et 1.1 et expliquent respectivement 24.2%, 12.1%, 5.7%, 4.4%, 3.8%, 3.4%, 3.2%, 2.6% et 2.2% de la variance. Les saturations démontrent l'appartenance empirique des énoncés aux dimensions postulées. Ainsi, tous les items ont saturé sur leur facteur respectif à l'exception de deux items (#12 et 48) et toutes les saturations s'avèrent supérieures à .40. Par ailleurs, on remarque que la sous-échelle SA se divise en trois facteurs tandis que la sous-échelle PS se décompose en deux. À cet égard, les items associés aux deuxième et troisième facteurs de SA saturent également à l'exception d'un seul (#10) sur le premier facteur de SA. De plus, cinq items ont saturé sur un deuxième facteur mais leur poids sur ce dernier est de moindre importance. En somme, la seconde hypothèse est partiellement vérifiée puisque la solution factorielle comprend neuf facteurs plutôt que six. Par contre, elle explique 61.6% de la variance totale et tous les items contribuent, sauf deux, à leur facteur respectif avec un coefficient de saturation de plus de .30.

Tableau 2  
Saturations des items et pourcentages de variance expliquée

Items regroupés par sous-échelles	Facteurs								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. Survie et adaptation (SA)	.75	.52							
35. Plusieurs choses à réaliser	.74								
22. Solutions à vos problèmes	.72								
40. Espoir d'amélioration dans le futur	.72								
36. Courage d'affronter la vie	.71								
2. Ajustement vis-à-vis vos problèmes	.69								
3. Contrôle de votre vie et de votre destinée	.66								
32. Chaque chose peut bien tourner	.63	.36							
13. Plans futurs à réaliser	.63								
29. Curiosité de voir ce que l'avenir sera	.58	.33							
42. Malaise non durable	.51	.51							
14. Tendances innées à survivre	.48								
19. Tenir à soi-même pour vivre	.40	.34							
8. Désespérances	.40	.32							
9. Problèmes se solutionnant sans la mort	.40								
25. Trop équilibré pour vous tuer	.40								
2. Survie et adaptation (SA)	.40	.74							
24. Amour de la vie	.42	.72							
4. Désir de vivre	.41	.68							
10. Vie est trop belle pour y mettre fin	.44	.60							
37. Heureux de votre vie	.41	.58							
17. Expérimenter tout ce que la vie offre	.41								
3. Responsabilités familiales (RF)	.81								
30. Souffrance de votre famille après votre suicide	.78								
47. Culpabilité de votre famille après votre suicide	.63								
16. Amour de la famille pour ne pas la quitter	.34								
1. Responsabilité envers votre famille	.57	.34							
7. Croissance de la famille, du non amour	.57								
9. Dépendance de votre famille	.56								
4. Peur du suicide (PS)	.75								
26. Lâcheté et manque de courage pour vous tuer	.73								
33. Indécision sur le plan de vous tuer	.70								
18. Peur de l'échec de la méthode de vous tuer	.68								
38. Peur du geste de vous tuer	.66								
46. Peu doué pour compléter le geste de vous tuer									
5. Peur de la désapprobation sociale (DS)	.85								
41. Perception d'être un faible face aux autres	.80								
43. Perception d'aucun contrôle par les autres	.76								
31. Perception des autres vous préoccupe	.61								
48. Perception d'être un lâche pour votre famille (RF)	.44								
6. Considérations pour les enfants (CE)	.88								
11. Laisser vos enfants aux autres	.86								
11. Voir vos enfants grandir	.83								
28. Effet nuisible sur vos enfants									
7. Objections morales (OM)	.84								
27. Interdiction de vous tuer à cause de vos croyances	.81								
5. Croyance en Dieu	.66								
23. Peur de l'enfer	.40								
34. Moralement mauvais de se tuer	.33								
8. Peur du suicide (PS)	.81								
6. Peur de la mort (PS)	.74								
15. Peur de l'inconnu (PS)	.43								
12. Possessions de la vie (SA)	.31								
9. Survie et adaptation (SA)	.41								.55
45. Aucune raison de précipiter votre mort (SA)	.49								.51
44. Raisons pour vivre (SA)									
Pourcentages de variance expliquée	24.2	12.1	5.7	4.4	3.8	3.4	3.2	2.6	2.2

Note. Les items en italique ne saturent pas sur le bon facteur. Les saturations < .30 ne sont pas présentées.

Des analyses de corrélation inter-échelles ont également permis d'étudier la validité de construit. Pour ce faire, des coefficients de corrélations de Pearson ont été effectués. Hormis les corrélations entre PS et les sous-échelles CE et SA, les résultats font ressortir des corrélations positives et statistiquement significatives (voir tableau 3). Ces coefficients indiquent que chacune des sous-échelles participe à la variance totale de l'instrument et constitue une mesure reliée aux raisons de vivre. Par ailleurs, les coefficients ne sont pas suffisamment élevés pour affirmer que les sous-échelles sont redondantes.

**Tableau 3**

*Corrélations entre les diverses sous-échelles et le score total.*

Scores	1	2	3	4	5	6	Total
1. Survie et adaptation (SA)		.28	.29	-.10	.10	.25	.80
2. Responsabilités familiales (RF)		.35	.18	.43	.40		.66
3. Considérations pour les enfants (CE)			.04	.16	.22		.53
4. Peur du suicide (PS)				.36	.31		.31
5. Peur de la désapprobation sociale (DS)					.35		.46
6. Objections morales (OM)							.57

*Note.* Les corrélations supérieures à .09 sont significatives au seuil de .05; les corrélations supérieures à .16 sont significatives au seuil de .01; et les corrélations supérieures à .21 sont significatives au seuil de .001.

Enfin, une dernière démarche pour étudier la validité de construit a consisté à examiner le lien existant entre les raisons de vivre et les idéations suicidaires récentes; l'hypothèse voulant que les scores des sous-échelles et le score total du IRV soient en corrélation négative avec le score total du SSI. Les résultats obtenus confirment cette hypothèse, à l'exception de l'absence de relation entre les sous-échelles DS et SSI ( $r = -.01, ns$ ). De manière plus spécifique, des corrélations faibles sont notées entre les scores des sous-échelles RF ( $r = -.12, p < .05$ ), CE ( $r = -.13, p < .05$ ), OM ( $r = -.18, p < .01$ ), PS ( $r = -.12, p < .001$ ) et le score total du SSI, une corrélation moyenne est trouvée entre le score total du IRV et celui du SSI ( $r = -.37, p < .001$ ) et une corrélation élevée est obtenue entre le score de la sous-échelle SA et le score total du SSI ( $r = -.52, p < .001$ ).

**Discussion**

La validation de la traduction française du RFL mise de l'avant dans la présente étude rejoint par ses qualités psychométriques la version originale américaine. En fait, les résultats obtenus ici démontrent essentiellement que cette version évalue, sans trop d'erreur de mesure, les construits mis en oeuvre dans la version initiale anglaise. Les coefficients alpha trouvés (allant de .72 à .93) se comparent à ceux de Linehan et al. (1983; allant de .72 à .89), de Kralik et Danforth (1992; allant de .68 à .89), d'Osman et al. (1991; allant de .70 à .91) et d'Osman et al. (1992; allant de .80 à .92). Toutefois, les coefficients de corrélation item-total corrigés plus faibles de la sous-échelle PS dans le calcul de l'alpha du score total, soulèvent un questionnement sur la contribution de cette sous-échelle au score total.

Sur le plan de la validité de construit, la structure factorielle s'apparente, en dépit du fait qu'on y observe neuf facteurs, aux résultats obtenus dans l'étude de Kralik et Danforth (1992). Ces auteurs trouvent six facteurs expliquant 46% de la variance totale en comparaison à 61.6% dans la présente étude. L'ordre d'extraction des facteurs est le même et le nombre d'items figurant dans la bonne dimension est comparable, lorsque l'on joint les trois facteurs de SA et les deux de PS. De façon plus spécifique, Kralik et Danforth (1992) obtiennent un rapport d'items de 22/24 pour SA, 4/7 pour RF, 6/7 pour PS, 3/3 pour DS et CE ainsi que 4/4 pour OM en comparaison à 21/24 pour SA, 6/7 pour RF, 5/7 pour PS, 3/3 pour DS et CE ainsi que 4/4 pour OM dans la présente étude.

En considérant les corrélations entre les diverses sous-échelles et le score total, PS est associé plus faiblement avec le score total que les autres sous-échelles. De plus, la corrélation entre PS et CE n'est pas significative et la corrélation entre PS et SA va dans la direction opposée. Au niveau de l'analyse de la corrélation entre les différentes sous-échelles et une mesure des idéations suicidaires récentes, il est apparu que cette sous-échelle corrélait positivement avec le score total du SSI. Quoique ce résultat puisse sembler aller à l'encontre du sens postulé, il est comparable à celui observé par Linehan et al. (1983) auprès d'un échantillon normal ( $r = .30, p < .001$ ). Pour ce qui est des autres sous-échelles et du score global au IRV, les résultats fournissent peu d'appui à la validité de construit sauf pour la sous-échelle SA et le score total. D'autres corrélations sont également significatives mais leurs coefficients de détermination sont très modestes, en deçà de 4%. Encore une fois, ces coefficients s'apparentent à ceux de Linehan et al. (1983; en deçà de 3%).

Ces résultats doivent être considérés comme préliminaires dans la mesure où toutes les étapes de la procédure de validation proposée par Vallerand (1989) n'ont pas été franchies. En effet, aucune donnée n'est disponible en regard de la stabilité temporelle et aucune norme ne peut être établie pour l'instant en raison du caractère non représentatif de l'échantillon actuel. De plus, la validité concomitante et de contenu devra faire l'objet d'une approche par des sujets bilingues afin de s'assurer de l'équivalence culturelle des deux versions de l'instrument (Haccoun, 1987). Cette approche permettra également de clarifier certaines réserves en regard de la sous-échelle PS.

D'autres recherches sont jugées nécessaires afin de mieux comprendre le comportement de la sous-échelle PS et de mieux varier la composition de l'échantillon de référence. Des études auprès d'échantillons cliniques seraient essentielles afin d'examiner la validité discriminante de l'instrument. De plus, il serait souhaitable de poursuivre des études de validation en estimant la stabilité temporelle de l'inventaire et en évaluant le lien existant entre cet instrument et la désirabilité sociale ainsi que d'autres mesures pouvant attester de sa validité construite.

En somme, on ne peut contester que cet exercice de validation s'est montré concluant et que la version canadienne-française de l'IRV est raisonnablement valide. Ceci autorise des études sur le suicide avec l'instrument, mais il faut demeurer prudent. Cette démarche n'a pas traité de tous les aspects de la validité et n'a porté que sur un échantillon d'étudiants. Cet inventaire devrait permettre de favoriser la recherche et l'intervention clinique sur les raisons de vivre qui poussent une personne à vouloir vivre et à ne pas commettre un suicide. Dans cette perspective, il est recommandé d'intégrer cet instrument à l'éventail des outils déjà existant pour évaluer le désir de mourir et de vivre d'un individu. Les résultats concernant la sous-échelle SA semblent ceux qui sont les plus prometteurs comme facteurs de protection contre le suicide et ce, tant dans la version américaine que canadienne-française.

## Références

- Beck, A. T., Kovacs, M., & Weissman, A. (1979). Assessment of suicidal intention: The Scale for Suicide Ideation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 47*, 343-357.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Ranieri, W. F. (1988). Scale for Suicide Ideation: Psychometric properties of a self-report version. *Journal of Clinical Psychology, 44*, 499-505.
- Cole, D. A. (1989). Validation of the Reasons for Living Inventory in general and delinquent samples. *Journal of Abnormal Child Psychology, 17*, 13-27.
- Cronbach, L. J. (1947). Test reliability: Its meaning and determination. *Psychometrika, 12*, 1-16.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*, 297-335.
- Crowne, D., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology, 24*, 349-354.
- De Man, A. F., Balkou, S., & Iglesias, R. I. (1987). A French-Canadian adaptation of the Scale for Suicide Ideation. *Canadian Journal of Behavioural Science, 19*, 50-55.
- De Man, A. F., Leduc, C. P., & Gauthier, L. (1993). A French-Canadian Scale for Suicide Ideation for use with adolescent. *Canadian Journal of Behavioural Science, 25*, 126-134.
- Edwards, A. L. (1970). *The measurement of personality traits by scales and inventories*. New York: Holt, Rinehart, & Winston.
- Forget, M. (1989). *Validation de mesures portant sur le potentiel suicidaire défini en termes de risque et d'urgence suicidaire*. Rapport de recherche déposé au Ministère de la Santé et des Services sociaux. Québec: Centre de prévention du suicide de Québec.

- Freeman, A., & Reinecke, M. A. (1993). *Cognitive therapy of suicidal behavior: A manual for treatment*. New York: Springer.
- Fremouw, W. J., Perzel, M., & Ellis, T. E. (1990). *Suicide risk: Assessment and response guidelines*. New York: Pergamon Press.
- Haccoun, R.R. (1987). Une technique de vérification de l'équivalence de mesures psychologiques traduites. *Revue québécoise de psychologie, 8*(3), 30-39.
- Kovacs, M., & Beck, A. T. (1977). The wish to live and the wish to die in attempted suicides. *Journal of Clinical Psychology, 33*, 361-365.
- Kralik K. M., & Danforth, W. J. (1992). Identification of coping ideation and strategies preventing suicidality in a college-age sample. *Suicide and Life-Threatening Behavior, 22*, 167-186.
- Labelle, R. (1994). *Vers un modèle cognitif des idéations suicidaires chez des étudiants de l'Université de Montréal*. Thèse de doctorat inédite, Université de Montréal.
- Linehan, M. M., Goodstein, J. L., Nielsen, S. L., & Chiles, J. A. (1983). Reasons for staying alive when you are thinking of killing yourself: The Reasons for Living Inventory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 51*, 276-286.
- Lord, F.M., & Novick, M.R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Osman, A., Gregg, C. L., Osman, J. R., & Jones, K. (1992). Factor structure and reliability of the Reasons for Living Inventory. *Psychological Reports, 70*, 107-112.
- Osman, A., Jones, K., & Osman, J. R. (1991). The Reasons for Living Inventory: Psychometric properties. *Psychological Reports, 69*, 271-278.
- Mulaik, S.A. (1972). *The foundation of factor analysis*. New York: McGraw-Hill.
- Nunnally, J.C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Range, L. M., & Antonelli, K.B. (1990). A factor analysis of six commonly used instruments associated with suicide using college students. *Journal of Personality Assessment, 55*, 804-811.
- Range, L. M., Hall, D. L., & Meyers, K. (1993). Factor structure of adolescents scores on the Reasons for Living Inventory. *Death Studies, 17*, 257-266.
- Santé Canada (1994). *Le suicide au Canada*. Rapport du groupe d'étude nationale sur le suicide au Canada. Ottawa: Gouvernement du Canada, 33.
- Thurstone, L.L. (1931). Multiple factor analysis. *Psychological Review, 38*, 406-427.
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires psychologiques: Implications pour la recherche en langue française. *Psychologie Canadienne, 30*, 662-680.

## Abstract

Linehan, Goodstein, Nielsen, and Chiles (1983) have developed an exceptional self-report scale in suicidology evaluating a range of beliefs potentially important as reasons for living and not committing suicide. The purpose of this study is to validate a French language version of the *Reasons for Living Inventory* (RFL) with a 300 french-speaking Montreal university students. The French-canadian language version which is entitled *L'Inventaire des raisons de vivre* (IRV) was obtained through parallel back-translation.

Overall, results demonstrate acceptable reliability indices, a factorial structure comparable to the original American version, as well as negative correlations between the mainly subscales of the RFL and the *Scale for Suicide Ideation* (SSI).