

L'Échelle de l'humeur de l'Université Memorial : étude psychométrique avec une population francophone

Philippe Cappeliez et C. Veillette

Université d'Ottawa

Résumé

Les recherches qui abordent l'humeur, en tant qu'état affectif du moment, sont limitées par l'absence d'instrument de mesure valide et applicable à tous les groupes d'âge adulte. Généralement ce courant de recherche considère que le concept de l'humeur inclut deux composantes : la composante énergétique et la composante affective. McNeil, Stones, Kozma et Andries (1987) ont avancé que cette structure à deux composantes est valide pour tous les groupes d'âge adulte. De cette analyse, ces auteurs ont dérivé un instrument de mesure de l'humeur, le MUMS (Memorial University Mood Scale). L'objectif de la présente recherche consiste à étudier la validité de la version française de ce questionnaire, l'Échelle de l'humeur de l'Université Memorial. Deux échantillons d'âge différent constituent les sujets de cette étude : un échantillon de sujets jeunes composé de 118 étudiants de premier cycle universitaire, et un échantillon composé de 55 personnes âgées. Les résultats correspondent généralement à ceux rapportés par McNeil et al. (1987) avec la version originale anglaise. La discussion porte sur les implications théoriques et méthodologiques des résultats.

La mesure de l'humeur

Le concept de bien-être psychologique peut être envisagé sous l'angle d'une disposition ou d'une propension (le long terme, stable), et aussi en tant qu'état affectif temporaire (le court terme, instable). La première conception renvoie aux notions de bonheur et de satisfaction de vie. La seconde se réfère à l'humeur et au moral. Un modèle basé sur la distinction et la combinaison de ces deux composantes pour la compréhension du bien-être psychologique à l'âge adulte a été

proposé (Kozma, Stone, Stones, Hannah & McNeil, 1990; Kozma, Stones & McNeil, 1991).

Alors que de nombreuses recherches dans le domaine du développement adulte ont noté les corrélations entre la satisfaction de vie et des variables comme la santé, le statut socio-économique et l'activité sociale (Kozma et al., 1991), nos connaissances sur les variables qui influencent l'humeur et sur les relations entre humeur et comportement sont plus limitées. Une perspective développementale dans l'étude de l'humeur a été entrayée par l'absence d'un instrument de mesure, en français comme en anglais, utilisable pour tous les groupes d'âge adulte, et pas seulement les jeunes adultes.

L'Échelle de l'humeur de l'Université Memorial

Les questionnaires mesurant l'humeur sont typiquement élaborés en utilisant des listes d'adjectifs représentant différents états d'humeur. Le MUMS (Memorial University Mood Scale) est une de ces échelles de l'humeur qui a la particularité d'avoir été validée dans sa version originale avec des échantillons de sujets adultes jeunes et âgés. Le MUMS a été élaboré en choisissant 81 adjectifs représentant divers états d'humeur. Une première étude de McNeil (1986) avec 190 sujets adultes de différents groupes d'âge a permis d'effectuer un tri parmi ces 81 adjectifs. A la suite de cette étude, 13 des 81 adjectifs furent retranchés en raison de leur relation significative avec l'habileté verbale. Une deuxième étude (McNeil, Stones, Kozma et Andres, 1987) a testé ces items auprès d'un vaste échantillon de personnes de trois groupes d'âge (jeune : 17 - 34 ans; âge moyen : 35 - 59 ans; âge avancé : 60 - 97 ans). Pour chaque groupe d'âge, les réponses aux 68 items furent soumises à des analyses factorielles et le degré de consistance interne ainsi que les moyennes et les écarts-types furent établis. Au moyen de l'analyse factorielle, il devint possible de regrouper les 68 facteurs sous deux composantes principales : la vigueur et l'affect. Le recoupement des facteurs selon ces deux composantes a amené la réduction du nombre d'items à dix-sept, dont neuf se rapportent à la vigueur et huit à l'affect. Il est à noter que les recherches qui se sont adressées à l'analyse structurale de l'humeur ont généralement mis en évidence deux composantes : une composante énergétique (vigueur, éveil, énergie) et une composante proprement affective (joie, plaisir) (Mackay, Cox, Burrows et Lazzerini, 1978; Nowlis, 1965; Russell, 1979, 1980; Russell et Ridgeway, 1983; Watson et Tellegen, 1985; Zevon et Tellegen, 1982).

Lors de cette étude, McNeil et al. (1987) ont mis en évidence que la structure des facteurs était différente selon le groupe d'âge. Pour les personnes âgées, une solution à trois facteurs fut mise à jour (vigueur, affect positif, affect négatif). Pour cet échantillon âgé, la composante de l'affect se divise en deux catégories, l'affect positif et l'affect négatif. En ce qui concerne les adultes jeunes et d'âge moyen, l'échelle de l'affect était unipolaire, ce qui correspondait à une solution à deux facteurs (vigueur et affect). McNeil et al. (1987) ont expliqué cette différence en introduisant l'hypothèse que les personnes âgées feraient des distinc-

tions plus fines entre leurs sentiments positifs et leurs sentiments négatifs, comparativement aux individus jeunes.

Selon cette étude (McNeil et al., 1987), la version originale anglaise du MUMS possède une bonne fidélité. Le degré de consistance interne de la vigueur se situe entre ,83 et ,88 pour les jeunes, les adultes d'âge moyen et les personnes âgées. En ce qui concerne l'affect, il se situe entre ,832 et ,869 pour les trois groupes. Certaines différences entre les groupes d'âge ont été décelées. Ainsi, il semble que, comparativement aux sujets plus jeunes, les personnes âgées obtiennent un score plus élevé sur la composante de la vigueur et de l'affect. Pour tous les groupes d'âge, la vigueur varie selon le moment de la journée. Les scores de vigueur augmentent dans la matinée et atteignent leur point maximal à midi, ensuite ils diminuent progressivement jusqu'au moment du coucher. Les personnes âgées ont aussi des scores plus élevés que les deux autres groupes d'âge en ce qui concerne l'affect positif, et ce à tous les moments de la journée.

L'objectif de la présente étude est de contribuer à l'étude des propriétés psychométriques de la version française de cet instrument avec deux échantillons, un échantillon d'étudiant(e)s de premier cycle universitaire et un échantillon de personnes âgées. Nous avons baptisé la version française du MUMS (Memorial University Mood Scale) (McNeil et al., 1987) Échelle de l'humeur de l'Université Memorial (EHUM).

Étude 1

Méthode

L'échantillon de sujets adultes jeunes est composé de 118 étudiant(e)s invité(e)s à participer à la recherche au sein de plusieurs classes de premier cycle en psychologie à l'Université d'Ottawa. L'âge de ces sujets varie entre 18 et 37 ans, 81 % sont de sexe féminin et 89 % sont des célibataires. Le tableau 1 présente l'information démographique concernant ce groupe.

Chaque sujet a rempli une feuille d'informations personnelles et l'EHUM. De deux à neuf semaines après la première évaluation, l'EHUM fut à nouveau administré à chaque sujet afin de procéder à l'évaluation de la stabilité temporelle.

L'EHUM contient 17 items dont neuf se rapportent à la vigueur, quatre à l'affect positif et quatre à l'affect négatif. Le sujet possède trois choix de réponses : non, je ne sais pas, ou oui. Les 17 adjectifs ont été traduits en français selon la procédure du comité (Vallerand, 1989). Cette traduction a ensuite été vérifiée par le bureau de la traduction de l'Université d'Ottawa. Un exemplaire de l'EHUM est présenté au tableau 2. Chacun des 17 items est scoré en accordant 0 pour les réponses «non» et «?», et 1 pour la réponse «oui». Le score de la vigueur est constitué par la somme des neuf adjectifs [étendue : 0 (manque de vigueur) à 9 (vigueur élevée)]. Le score de l'affect global est obtenu en additionnant les scores

Tableau 1

Informations démographiques selon le groupe d'âge

Variable	Étude 1		Étude 2	
	Adultes jeunes	Personnes âgées	Adultes jeunes	Personnes âgées
n	118	55	118	55
Âge	18-37 ans	53-81 ans	18-37 ans	53-81 ans
Sexe				
Homme	19 %	27 %	19 %	27 %
Femme	81	73	81	73
État civil				
Marié(e)	11 %	62 %	11 %	62 %
Veuf(ve)	0	14	0	14
Célibataire	89	20	89	20
Divorcé(e)	0	4	0	4
Éducation				
< 9		36 %		36 %
9-12		25		25
> 12, pas d'Université		15		15
Université		24		24
Emploi				
Retraité(e)		78 %		78 %
Temps plein		4		4
Temps partiel		0		0
Sans emploi		4		4
Travaux ménagers		14		14
Volontaire		11		11
Type de résidence				
Propriétaire		82 %		82 %
Locataire		18		18

aux items de l'affect positif et en soustrayant la somme des scores aux items de l'affect négatif [étendue : +4 (affect positif élevé) à -4 (affect négatif élevé)]. Pour un sous-échantillon ($N = 57$), nous disposons aussi des scores au Questionnaire de dépression de Beck (Beck, Rush, Shaw et Emery, 1979; version française : Bourque et Beaudette, 1982) rempli en même temps que la deuxième passation de l'EHUM. Ce questionnaire qui mesure l'intensité de la symptomatologie dépressive permet l'évaluation de la validité de construit de l'EHUM.

L'évaluation des propriétés psychométriques de l'EHUM a consisté en l'analyse de la cohérence interne, de la stabilité temporelle, de la validité de construit et de la structure factorielle (analyse exploratoire) (Vallerand, 1989). De plus, il a été possible de rassembler des informations de nature normative pour l'échantillon étudié.

Résultats et discussion

Cohérence interne. Le coefficient alpha de Cronbach pour l'échelle de la vigueur de ,896 est élevé. Le coefficient alpha pour l'échelle de l'affect global est de ,76, ce qui apparaît satisfaisant. Les coefficients alpha pour les sous-échelles de l'affect positif et négatif s'établissent à ,818 et ,675, respectivement.

Stabilité temporelle. Le coefficient de corrélation de Pearson entre les scores à l'échelle de la vigueur au temps 1 et au temps 2 est de $r = ,267$ ($p < ,01$) et celui entre les scores à l'échelle de l'affect global au temps 1 et 2 est de $r = ,283$ ($p < ,01$). Même si ces corrélations sont statistiquement significatives, elles ne sont pas élevées. Ceci confirme que, tel que voulu par les auteurs de l'échelle originale (McNeil et al., 1987), les variables mesurées ici se rapportent à l'état actuel de l'humour, par définition relativement instable, et non pas à une disposition à long terme à ressentir certains états affectifs. Dans la même veine, Kozma et al. (1990) ont mentionné que l'échelle anglaise originale présentait une faible stabilité temporelle ($r < ,5$ sur une période de 3 jours).

Validité de construit. Pour un sous-échantillon de 57 sujets, nous disposons des scores au Questionnaire de dépression de Beck (QDB) lors de la deuxième passation de l'EHUM, ce qui permet d'analyser la relation entre les variables de l'humour mesurées par l'EHUM et la symptomatologie dépressive. Les résultats démontrent une corrélation négative de $-,43$ entre les scores au QDB et ceux à l'échelle de l'affect global, et de $-,26$ entre les scores au QDB et ceux à l'échelle de la vigueur. Ces corrélations négatives de moyenne ampleur soutiennent la validité de construit de l'EHUM puisqu'on peut s'attendre à ce que les variables de l'humour soient reliées à une mesure de l'affect négatif tel qu'évalué au travers de la symptomatologie dépressive. Toutefois, des corrélations trop élevées auraient suggéré un chevauchement inadéquat entre une mesure de l'humour globale, par définition plus large, et une mesure psychopathologique pointue. Ces corrélations ne pourraient pas être plus élevées car la symptomatologie dépressive, telle que mesurée par le QDB, comprend des manifestations cognitives et somatiques

Tableau 2

Échelle de l'humeur de l'Université Memorial - EHMUM

INSTRUCTIONS. Veuillez indiquer comment vous vous sentez en ce moment précis en encerclant soit NON, ?, ou OUI pour chaque mot de cette liste.

	Non, je ne me sens pas	je ne sais pas	oui, je me sens
V 1. fringuant(e)	NON	?	OUI
A- 2. découragé(e)	NON	?	OUI
V 3. fort(e)	NON	?	OUI
V 4. reposé(e)	NON	?	OUI
A+ 5. heureux(se)	NON	?	OUI
A+ 6. agréable	NON	?	OUI
V 7. enthousiaste	NON	?	OUI
A- 8. sombre	NON	?	OUI
V 9. vigoureux(se)	NON	?	OUI
A+ 10. satisfait(e)	NON	?	OUI
V 11. plein(e) d'entrain	NON	?	OUI
V 12. animé(e)	NON	?	OUI
A- 13. seul(e)	NON	?	OUI
V 14. actif(ve)	NON	?	OUI
V 15. énergique	NON	?	OUI
A+ 16. content(e)	NON	?	OUI
A- 17. inquiet(ète)	NON	?	OUI
V = Vigueur	A- = Affect négatif	A+ = Affect positif	

Tableau 3

Résumé des statistiques de la régression multiple (par paliers) prédisant la symptomatologie dépressive à partir des scores aux échelles de la vigueur et de l'affect.

Prédicteurs	r	R ²	Bêta	Fa	p ^b
Affect	-.430	,184	-.439	12,69	,01
Vigueur	-.262	,184	,015	,01	NS

Fa : F pour la contribution de cette variable à la prédiction.

p^b : niveau de signification de F.

qui ne sont pas directement évaluées par une mesure de l'humeur comme l'EHMUM.

Pour poursuivre l'analyse de la validité de construit de l'EHMUM, les scores aux échelles de vigueur et d'affect ont été soumis à une analyse de régression multiple avec les scores au QDB comme variable dépendante. Le tableau 3 présente les résultats de cette analyse.

Ce tableau indique que les scores à l'échelle de l'affect (global) représentent un prédicteur significatif de ceux du QDB. Par contre, la connaissance des scores à l'échelle de la vigueur ne contribue pas à une meilleure prédiction des scores au QDB.

La connaissance du score à l'échelle de l'affect contribue donc à la prédiction de l'intensité de la symptomatologie dépressive (direction négative). Ceci est à mettre en rapport avec la place importante de l'humeur dysphorique parmi les manifestations de la dépression.

Structure factorielle. Les réponses aux 17 items furent soumises à une analyse factorielle exploratoire. Deux critères ont été utilisés pour guider l'extraction et l'interprétation des facteurs. Premièrement, comme McNeil *et al.* (1987), seulement les facteurs ayant des valeurs d'au moins 1,00 ont été retenus. Ces facteurs ont été soumis à une rotation orthogonale en utilisant la procédure Varimax. Deuxièmement, seuls les facteurs qui expliquent au moins 4% de la variance totale ont été interprétés.

Une solution à deux facteurs a été interprétée pour cet échantillon des adultes jeunes (tableau 4). Cette matrice correspond entièrement à celle présentée par McNeil *et al.* (1987) en ce qui a trait aux sujets adultes jeunes (structure à deux facteurs et saturations respectives).

Dans nos résultats, seul l'item «enthousiaste» a une saturation supérieure à 40 pour les deux facteurs, avec une saturation plus élevée au facteur «vigueur». Dans la version originale anglaise, cet item faisait partie de l'échelle de vigueur, sur la base d'une saturation plus importante à ce facteur. Notre résultat n'est pas surprenant dans la mesure où la qualité «enthousiaste» contient sans doute aussi un aspect affectif. Notons quand même que la saturation reste plus élevée pour la vigueur que pour l'affect, ce qui justifie de maintenir cet item dans l'échelle de la vigueur, comme dans la version originale anglaise.

Tableau 4

Solution à deux facteurs pour le groupe des adultes jeunes et solution à deux et à trois facteurs pour le groupe des personnes âgées avec leurs eigenvalues et leurs variances.

	Groupe d'âge						
	Adultes jeunes		Personnes âgées		Personnes âgées		
	Facteurs	Facteurs	Facteurs	Facteurs	Facteurs	Facteurs	
Adjectif	1	2	1	2	1	2	3
fringant(e)	,832	,132	,738	,376	,749	,321	,174
découragé(e)	-,118	-,672	-,140	-,437	-,004	-,156	-,836
fort(e)	,697	-,179	,693	,003	,624	-,149	,379
reposé(e)	,449	,200	,545	,051	,459	,128	,467
heureux(se)	,201	,739	,392	,537	,350	,393	,464
agréable	,385	,577	-,092	,589	-,011	,675	-,126
enthousiaste	,622	,415	,584	,238	,588	,193	,131
sombre	-,107	-,680	-,143	-,863	-,128	-,765	-,471
vigoureux(se)	,687	,130	,802	,170	,801	,109	,151
satisfait(e)	,202	,680	,265	,549	,243	,446	,363
plein(e) d'entrain	,845	,165	,818	,29 4	,839	,258	,103
animé(e)	,736	,190	,449	,405	,490	,413	,024
seul(e)	-,152	-,531	-,263	-,645	-,332	-,686	,013
actif(ve)	,692	,160	,564	,288	,610	,310	-,040
énergique	,842	,130	,760	,259	,772	,215	,122
content(e)	,205	,798	,451	,618	,454	,540	,297
inquiet(ète)	-,076	-,596	-,250	-,755	-,250	-,671	,349
Eigenvalue	6,667	2,270	6,826	1,772	6,826	1,772	1,21
% Variance	39,2	13,4	40,2	10,4	40,2	10,4	7,1

Proposition de normes: Les moyennes et les écarts-types des deux échelles pour cet échantillon sont présentées au tableau 5. Ces résultats sont à mettre en rapport avec ceux présentés par McNeil *et al.* (1987) pour ce groupe d'âge (vigueur : $M = 4,06$; affect : $M = 2,54$).

Tableau 5

Moyennes et écarts-types de la vigueur et de l'affect selon l'âge

Groupe d'âge	Vigueur			Affect	
	M	E-T	M	E-T	
Adultes jeunes	3,587	1,082	3,743	3,243	
Personnes âgées	6,848	2,713	3,848	0,645	

Des scores plus élevés dénotent une meilleure humeur.

Étude 2

Méthode

La deuxième étude concerne 55 sujets âgés sollicités à participer de manière individuelle au sein de la communauté d'une petite ville au Québec (Malartic) et parmi les membres d'un organisme à vocation culturelle à Ottawa. La majorité (78 %) des sujets, dont l'âge varie entre 53 et 81 ans, sont à leur retraite. Le tableau 1 présente plus d'informations sur ces sujets.

La procédure utilisée est la même que celle de l'étude 1, avec l'administration à deux occasions de l'EHUM, avec un délai de 2 à 9 semaines. Les sujets étaient avertis que l'objectif de la recherche consistait en la validation en français d'un questionnaire mesurant l'humeur.

L'évaluation des propriétés psychométriques de l'EHUM avec cet échantillon a consisté en l'analyse de la cohérence interne, de la stabilité temporelle et de la structure factorielle (analyse exploratoire), et en la proposition de normes pour ce groupe d'âge.

Résultats et discussion

Cohérence interne. Le coefficient alpha de Cronbach pour l'échelle de la vigueur est de ,875, ce qui est élevé. Le coefficient alpha pour l'échelle de l'affect global est de ,72, ce qui apparaît satisfaisant. Les coefficients alpha pour les sous-échelles de l'affect positif et négatif s'établissent à ,635 et ,754, respectivement.

Stabilité temporelle. Les coefficients de corrélation de Pearson entre les scores à l'échelle de la vigueur et à l'échelle de l'affect global au temps 1 et 2 sont $r = ,603$ ($p < ,01$) et $r = ,688$ ($p < ,01$) respectivement. Ces résultats suggèrent une certaine stabilité temporelle des indices de l'humeur au sein de cet échantillon de personnes âgées, en tous les cas une stabilité plus marquée que celle de l'échantillon d'adultes jeunes de l'étude 1. Ces résultats suggèrent que l'humeur des per-

sonnes âgées est moins variable que celle des adultes jeunes, dans le cas présent, des étudiants de premier cycle universitaire. Avant de spéculer sur l'interprétation à donner à ces résultats, il s'agirait d'administrer le questionnaire à plusieurs reprises sur une période plus étendue que la présente étude et à un échantillon plus vaste.

Structure factorielle. Les réponses aux 17 items furent soumises à une analyse factorielle exploratoire selon les mêmes principes que lors de l'étude 1. Une solution à quatre facteurs fut mise à jour. Afin de se rapprocher le plus possible des résultats de McNeil *et al.* (1987), la procédure du critère fut utilisée. Cette procédure exécuta une extraction limitée à deux puis à trois facteurs pour permettre une comparaison directe avec les résultats originaux. Le tableau 4 présente la matrice des facteurs (saturations supérieures à .4) pour les solutions à deux et à trois facteurs. Il est à noter que la solution à 4 facteurs ne se distingue de la solution à 3 facteurs que par le fait qu'un seul item [découragé(e)] vient constituer le quatrième facteur.

Ainsi, pour cet échantillon plus âgé, il y a quelques difficultés pour établir une structure factorielle satisfaisante. L'échantillon est aussi plus petit et il s'agit d'être prudent quant à la validité de cette analyse. Malgré cette lacune, il est à noter que l'extraction limitée à deux facteurs correspond à la structure du groupe des étudiant(e)s de notre étude. McNeil *et al.* (1987) ont rapporté une structure à trois facteurs pour leur échantillon âgé. Selon ces auteurs, les réponses des personnes âgées quant à l'humeur se distribuent selon trois facteurs : la vigueur, l'affect négatif, et l'affect positif. Notre structure à trois facteurs ne correspond que partiellement à la leur. Comme l'indique le tableau 4, si le premier facteur correspond encore indubitablement à la vigueur, le deuxième correspond à l'affect combiné positif et négatif, et le troisième correspond à un état plutôt optimiste (sentiment d'être heureux, absence de découragement et de démoralisation).

Comme dans l'étude de McNeil *et al.* (1987), nos résultats pointant une structure factorielle différente pour les sujets jeunes et les sujets âgés suggèrent que les personnes âgées procèdent à des discriminations plus fines des états d'humeur positifs et négatifs. Des recherches plus détaillées sont requises pour confirmer ces résultats et pour étudier les variables en cause (nature de l'échantillon, cohorte, processus du vieillissement lui-même, etc.).

Proposition de normes. Le tableau 5 rapporte les moyennes et les écarts-types des scores obtenus par cet échantillon âgé aux deux échelles. Ces résultats sont comparables à ceux rapportés par McNeil *et al.* (1987) pour ce groupe d'âge (vigueur : $M = 5,845$ et affect : $M = 3,235$). McNeil *et al.* (1987) trouvé que les sujets âgés présentent des scores plus élevés que les sujets plus jeunes aux échelles de la vigueur et de l'affect. Nos résultats vont dans le même sens, mais seulement en ce qui concerne la vigueur. Une interprétation possible se base sur la nature des échantillons étudiés ici. Les personnes âgées qui ont participé à l'étude représentent un sous-groupe de personnes âgées autonomes actives, et en bonne santé relative. L'échantillon adulte jeune était constitué d'étudiant(e)s aux prises avec le stress du premier semestre universitaire. Par ailleurs, il reste possible que ces ré-

sultats reflètent une vraie différence en ce qui a trait au niveau (amélioration) et à la stabilité (plus forte) avec l'avancement en âge. En ce qui concerne l'humeur meilleure et plus stable de l'échantillon des personnes âgées, comparativement aux adultes jeunes, McNeil *et al.* (1987), qui avaient obtenu des résultats similaires, avaient suggéré de mettre ces résultats en relation avec un milieu potentiellement moins stressant pour les personnes âgées. Plusieurs auteurs ont en effet noté que, comparativement aux individus plus jeunes, les personnes âgées sont confrontées à un moins grand nombre d'événements stressants, particulièrement dans les domaines des finances, du travail et du couple (Folkman, Lazarus, Pirmley et Novacek, 1987; McCrae, 1984).

Conclusion

L'ensemble des résultats des deux études rapportées ici montre que les propriétés psychométriques de la version française de l'échelle de l'humeur de l'Université Memorial, en particulier sa fidélité, sont acceptables et qu'elles se comparent favorablement à la version anglaise originale, tant pour les sujets adultes jeunes que pour les sujets âgés. Ces résultats doivent cependant être considérés comme préliminaires dans la mesure où les échantillons des deux études sont limités. Cette entreprise de validation devrait se poursuivre en incorporant des échantillons plus importants, en particulier de sujets âgés, et en procédant à une analyse factorielle plus rigoureuse de type confirmatoire. Si les relations et les différences entre l'EHEUM et le QDB sont rassurantes en ce qui concerne la validité de construit, ces données sont insuffisantes. Il s'agirait de confronter cet instrument avec d'autres qui ont été plus spécifiquement élaborés pour mesurer l'humeur, à titre d'état affectif du moment, comme le POMS (Profilé of Mood States; McNair, Lorr et Droppleman, 1971) ou le MAAACL (Multiple Affect Adjective Check List; Zuckerman et Lubin, 1965).

Au stade actuel, l'EHEUM se présente comme un instrument pratique, facile à comprendre et à administrer, pertinent pour les recherches qui impliquent la variable de l'humeur.

Références

- Beck, A.T., Rush, A.J., Shaw, B.F., & Emery G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: The Guilford Press.
- Bourque, P., & Beaudette, D. (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.
- Folkman, S., Lazarus, R.S., Pimley, S., & Novacek, J. (1987). Age differences in stress and coping processes. *Psychology and Aging*, 2, 171-184.

- Kozma, A., Stone, S., Stones, M.J., Hannah, T.E., & McNeil, K. (1990). Long- and short-term affective states in happiness: Model, paradigm and experimental evidence. *Social Indicators Research*, 22, 119-138.
- Kozma, A., Stones, M.J., & McNeil, J.K. (1991). *Psychological well-being in later life*. Toronto: Butterworths.
- Mackay, C., Cox, T., Burrows, G., & Lazerini, T. (1978). An inventory for the measurement of self-reported stress and arousal. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 17, 283-284.
- McCrae, R.R. (1984). Situational determinants of coping responses: Loss, threat, and challenge. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 919-928.
- McNair, D.M., Lorr, M., & Droppleman, L.F. (1971). *Eis Manual for the Profile of Mood States*. San Diego: Educational and Industrial Testing Service.
- McNeil, J.K. (1986). *Mood: Measurement, diurnal variation, and age effects*. Manuscrit inédit, Memorial University of Newfoundland, St. John's, Newfoundland, Canada.
- McNeil, J.K., Stones, M.J., Kozma, A., & Andres, D. (1987). *Age differences in mood: Structure, mean level, and diurnal variation*. Manuscrit inédit, Concordia University, Montréal, Québec et Memorial University of Newfoundland, St. John's, Newfoundland, Canada.
- Nowlis, V. (1965). Research with the mood adjective check list. In S.S. Tonkins and C.E. Izard (Eds.), *Affect, cognition and personality*, (pp. 352-389). New York: Springer.
- Russell, J.A. (1979). Affective space is bipolar. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 345-356.
- Russell, J.A. (1980). A circumplex model of affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 1161-1178.
- Russell, J.A., & Ridgeway, D. (1983). Dimensions underlying children's emotions. *Developmental Psychology*, 19, 795-804.
- Singer, A., & Salovey, P. (1988). Mood and memory: Evaluating the network theory of affect. *Clinical Psychology Review*, 8, 211-251.
- 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.
- Watson, D., & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98, 219-235.
- Zevon, M.A., & Tellegen, A. (1982). The structure of mood change: An idiographic/nomothetic analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 111-122.
- Zuckerman, M., & Lubin, B. (1985). *Manual for the Multiple Affect Adjective Check List (2nd edition)*. San Diego: Educational and Industrial Testing Service.

Abstract

Research studying mood, as a temporary affective state, is limited by the lack of a valid instrument applicable to all adult age groups. Generally this research considers that the mood construct includes two components: the energetic (vigor) component and the affective component. McNeil, Stones, Kozma and Andres (1987) have argued that this two-component structure is valid for all adult age groups. From this analysis, these authors have derived a self-report measure of mood, the MUMS (Memorial University Mood Scale). This article reports on a study of the psychometric properties of a French version of this instrument, with a sample of university undergraduate students and a sample of

older adults. Results are in line with those reported by McNeil et al. (1987) with the original instrument in English. Theoretical and methodological implications of the findings are discussed.