

# Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement

## **Validation française de l'échelle multidimensionnelle Satisfaction de vie chez l'élève (Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale)**

Fabien Fenouillet, Jean Heutte, Charles Martin-Krumm, and Ilona Boniwell

Online First Publication, October 6, 2014. <http://dx.doi.org/10.1037/a0037624>

### CITATION

Fenouillet, F., Heutte, J., Martin-Krumm, C., & Boniwell, I. (2014, October 6). Validation française de l'échelle multidimensionnelle Satisfaction de vie chez l'élève (Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale). *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*. Advance online publication. <http://dx.doi.org/10.1037/a0037624>

# Validation française de l'échelle multidimensionnelle Satisfaction de vie chez l'élève (Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale)

Fabien Fenouillet

Université Paris Ouest Nanterre La Défense

Jean Heutte

Université Lille Nord de France

Charles Martin-Krumm

IUFM de Bretagne, Rennes, France, et IFEPS,  
Les Ponts-de-Cé, France

Iлона Boniwell

Anglia Ruskin University, Cambridge, et Positran,  
Goupillières, France

Cette recherche présente la validation de la version en français de la Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale (MSLSS) de Huebner (1994) au moyen de 853 élèves de troisième et de terminale. Les consistances internes (coefficient alpha de Cronbach) sont toutes supérieures à 0,70. L'analyse exploratoire permet bien de retrouver les 5 contextes de l'échelle, et l'analyse confirmatoire permet de valider le modèle en 6 facteurs, avec 5 facteurs de premier ordre et un facteur de second ordre. Des analyses complémentaires montrent que l'échelle corrèle bien avec d'autres mesures liées au bien-être et à la dépression. Les différents résultats montrent que la version française de la MSLSS offre une bonne validité et permet de façon adéquate de mesurer le bien-être scolaire des élèves dans les différents contextes de l'échelle. Enfin, il s'avère que l'échelle, et plus spécifiquement sa dimension scolaire, est modérément prédictive des résultats scolaires des élèves de troisième, mais pas de ceux de terminale.

*Mots-clés* : bien-être, satisfaction, école, élève, évaluation.

Ces dernières décennies, notamment avec l'émergence de la psychologie positive (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000), le bien-être, appelé aussi « qualité de vie » ou « bonheur » selon les auteurs, est devenu un objet d'étude dans de très nombreux domaines d'activité, notamment scolaire (Ardi & Kwartarini Wahyu, 2012; Chen & Lu, 2009; Cheung & Chan, 2001). Bien qu'il en existe plusieurs conceptions (Bouffard, 1997; Ryff & Singer, 1998), il est couramment admis (par ex., Diener, 1984; Diener & Lucas, 1999 pour une revue) que le bien-être est non seulement composé d'affects positifs et négatifs, mais aussi d'une composante de satisfaction de vie, qualifiée de cognitive, car il s'agit

d'une évaluation de sa vie. Si les affects sont par nature fluctuants et ont une durée de vie limitée, la satisfaction de vie est, elle, basée sur une appréciation cognitive moins susceptible de fluctuer brutalement à la faveur d'un événement quelconque. Ainsi, la satisfaction est non seulement considérée comme plus stable que les composants émotionnels du bien-être, mais aussi comme l'élément clef (Diener & Lucas, 1999). Pour Lyubomirsky, Sheldon et Schkade (2005), il est important que ces différents aspects soient mesurés du point de vue de l'individu lui-même; cette mesure est une caractéristique essentielle du bien-être qui est ainsi qualifiée de subjectif. Ces auteurs parlent donc de bien-être subjectif. Si nombre de questionnaires permettent de mesurer ces différentes composantes du bien-être subjectif, dans cette recherche, nous allons plus précisément nous centrer sur la satisfaction de vie des élèves. L'objectif de la recherche est de présenter la validation française de l'échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie de l'élève de Huebner (1994; Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale — MSLSS). S'il existe de nombreuses échelles permettant de mesurer différents aspects du bien-être subjectif de l'enfant (pour une revue, voir Proctor, Linley & Maltby, 2009), il existe peu d'outils validés en français (pour une revue de différents outils francophones, voir Shankland & Martin-Krumm, 2012) et aucun, à notre connaissance, ne permet de l'apprécier dans différents contextes. En effet, pour Funk, Huebner et Valois (2006), la satisfaction de vie reflète une appréciation cognitive sur les aspects positifs de la vie, et ce, dans une perspective globale mais aussi spécifique à certains domaines.

Dans le cadre de la construction de la MSLSS, (1994) Huebner est parti du principe que certains domaines de vie sont particulièrement importants pour les adolescents et qu'ils vont contribuer

---

Fabien Fenouillet, Laboratoire Cognition humaine et artificielle, Université Paris Ouest; Jean Heutte, École supérieure du professorat et de l'éducation, Université Lille Nord; Charles Martin-Krumm, Centre de recherche sur l'éducation, les apprentissages et la didactique, Instituts universitaires de formation des maîtres de Bretagne; Iлона Boniwell, Département de psychologie, Anglia Ruskin University, Royaume-Uni, et Positran.

Cette recherche a été financée par le Centre international d'études pédagogiques (CIEP) et réalisée grâce au concours de la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (DEPP) du Ministère de l'éducation nationale, de la jeunesse et de la vie associative. Nous tenons également à remercier Florence Fenouillet, Vincent Piquot, Marie-Christine Phal-Bellesort ainsi que les nombreux responsables d'établissement et intervenants pédagogiques sans qui cette recherche n'aurait pas été possible.

Toute correspondance concernant le présent article doit être adressée à Fabien Fenouillet, Département de psychologie, Université Paris Ouest Nanterre La Défense, 200, avenue de la République, 92 001 Nanterre Cedex. Courriel : fabien.fenouillet@u-paris10.fr

à un certain degré au bien-être subjectif global (Campbell, Converse & Rodgers, 1976) dans le cadre d'une conception hiérarchique comme le montre la Figure 1. L'échelle qu'il propose est basée sur des développements théoriques et empiriques (Huebner, 1991) qui lui ont permis de sélectionner cinq domaines qui sont particulièrement significatifs pour les élèves : le soi, la famille, l'école, les amis et l'environnement de vie, c'est-à-dire l'habitat. La validation de cette structure permet donc de calculer la qualité de vie générale de l'élève en faisant la moyenne des scores pour chaque dimension de la MSLSS. Si dans son étude initiale Huebner (1994) a mis en évidence la présence de cinq facteurs, des études ultérieures ont permis de montrer, grâce à des analyses confirmatoires, que ces facteurs sont bien corrélés entre eux (Gilman, 1999; Gilman & Ashby, 2003; Greenspoon & Saklofske, 1997, 1998; Huebner, Laughlin, Ash & Gilman, 1998; Park, 2000; Park, Huebner, Laughlin, Valois & Gilman, 2004). D'autres études ont à leur tour confirmé la validité structurelle du modèle de mesure postulant cinq facteurs de premier ordre et un sixième facteur de deuxième ordre prenant en compte la satisfaction générale de l'élève (Gilman, 1999; Gilman, Huebner & Laughlin, 2000; Huebner et al., 1998; Sawatzky, Ratner, Johnson, Kopec & Zumbo, 2009). De plus, cette échelle a bénéficié de nombreuses validations dans différents pays et langues, comme le perse (Hatami, Motamed & Ashrafzadeh, 2010), l'espagnol (Casas, Alsinet, Rosich, Huebner & Laughlin, 2001), le coréen (Park et al., 2004), le turc (Irmak & Kuruüzüm, 2009) et, dans le Canada anglophone, (Greenspoon & Saklofske, 1997, 1998). Enfin, différentes études ont montré que cette échelle présente une bonne validité concourante avec d'autres outils permettant de mesurer le bien-être (Gilman et al., 2000; Greenspoon & Saklofske, 1997; Huebner, 1994; Huebner et al., 1998; Irmak & Kuruüzüm, 2009) et est corrélée négativement avec les échelles de dépression (Funk, Huebner & Valois, 2006; Greenspoon & Saklofske, 1997). Notre recherche sera donc l'occasion d'explorer la validité de cette échelle non seulement du point de vue de sa structure, mais aussi dans sa relation avec d'autres mesures avec lesquelles, par hypothèse, elle doit être en relation, comme le sentiment d'efficacité personnel en contexte scolaire (Bandura, 1997; Karademas, 2006), l'intérêt scolaire (Schiefele, 2009) ou la dépression. Nous allons également chercher à savoir si notre échelle est capable de prédire la réussite scolaire. En effet, même si Huebner (1991) ou Funk et al. (2006) montrent que les relations entre le bien-être et les évaluations scolaires sont faibles, voire nulles, cette question qui est actuellement peu explorée reste d'un grand intérêt pour les utilisateurs de cette échelle.

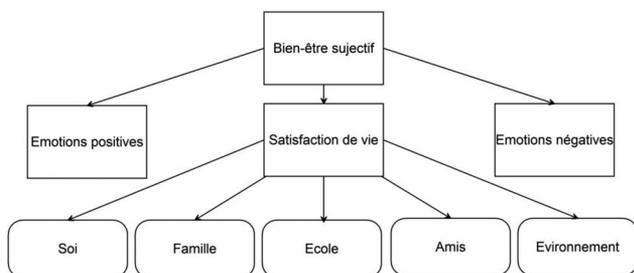


Figure 1. Modèle théorique du bien-être subjectif (d'après Randolph, Kangas, & Ruokamo, 2009).

## Étude

### Participants

Notre échantillon est constitué de 853 élèves de classes de 3<sup>e</sup> ( $n = 473$ ) et de classes de terminale ( $n = 381$ ) issus de 8 établissements. Nous avons ciblé spécifiquement les élèves de 3<sup>e</sup> et de terminale, car les élèves de ces classes ont en commun de passer un examen national à la fin de l'année scolaire. La moitié des établissements sont urbains (banlieue de Paris et de Lille, villes avec des populations supérieures à 1 million d'habitants) et l'autre moitié sont situés en zone rurale (région normande), dans des villes dont la population est inférieure à 10 000 habitants. Il s'agit d'un échantillon composé à 48,3 % de garçons et à 51,7 % de filles (37 élèves sur les 853 n'ont pas indiqué leur sexe). L'âge moyen des élèves est de 15,98 ans ( $\bar{E.-T.} = 1,63$ , min = 13, max = 20).

### Matériel

L'échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie de l'élève a été traduite par deux spécialistes bilingues de la psychologie cognitive. Après la traduction de chaque version, le chercheur responsable de la recherche a réuni les deux traducteurs pour qu'ils comparent leurs versions et procèdent à des modifications jusqu'à l'obtention d'un accord satisfaisant.

En plus de l'Échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie de l'élève, nous avons demandé aux participants de remplir les échelles suivantes.

**Satisfaction with Life Scale (SWLS), de 5 items (Blais, Vallerand, Pelletier & Brière, 1989).** La structure unidimensionnelle de cette échelle est confirmée par une analyse confirmatoire portant sur l'ensemble des participants ( $\chi^2(3) = 10,5$ ,  $p < ,05$ ; RMSEA = 0,05; CFI = 1,00; TLI = 0,99), consistance interne :  $\alpha = 0,86$ .

**Centre for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D), de 20 items (Moullec et al., 2011).** L'analyse confirmatoire permet de confirmer la structure en cinq facteurs ( $\chi^2(166) = 460,12$ ,  $p < 0,001$ ; RMSEA = 0,05; CFI = 0,94; TLI = 0,93). La validation du modèle avec un facteur de deuxième ordre permet de calculer un score de dépression sur l'ensemble des items ( $\alpha = 0,91$ ).

**Échelle d'intérêt académique, de 15 items (Fenouillet, Masson, Déro, Rozencwajg & Corroyer, 2013).** L'analyse confirmatoire permet de confirmer la structure en trois facteurs ( $\chi^2(87) = 387,52$ ,  $p < 0,001$ ; RMSEA = 0,06; CFI = 0,97; TLI = 0,96), consistance interne : général  $\alpha = 0,85$ , français  $\alpha = 0,94$  et mathématiques  $\alpha = 0,94$ .

**Échelle de sentiment d'efficacité personnelle scolaire, de 11 items (Masson & Fenouillet, sous presse).** L'analyse confirmatoire permet de confirmer la structure en trois facteurs ( $\chi^2(41) = 196,22$ ,  $p < 0,001$ ; RMSEA = 0,07; CFI = 0,98; TLI = 0,97); consistance interne : scolaire  $\alpha = 0,90$ , français  $\alpha = 0,92$  et mathématiques  $\alpha = 0,95$ .

### Évaluation des élèves

Pour une partie de notre échantillon, il a été possible de récupérer les évaluations à deux examens organisés à l'échelle nationale qui sanctionnent le niveau des élèves en troisième et en

terminale. Il s'agissait des notes provenant, d'une part, de l'examen du brevet des collèges (élève de troisième,  $n = 139$ ) et, d'autre part, de l'épreuve du baccalauréat (élève de terminale,  $n = 108$ ). Les scores des élèves de troisième pour le brevet des collèges comprennent deux évaluations, un contrôle continu (CC) qui fait la moyenne d'épreuves qui ont lieu sur l'ensemble de l'année, qui varie de 0 à 220 ( $M = 147,14$ ,  $s = 27,80$ , Skewness =  $-0,30$ , Kurtosis =  $-0,21$ ) et des épreuves sur table (Épreuve), en fin d'année, qui varient de 0 à 160 ( $M = 99,92$ ,  $s = 25,83$ , Skewness =  $-0,63$ , Kurtosis =  $-0,02$ ). Par contre, nous n'avons pas pu disposer directement des notes pour le baccalauréat (bac), mais des mentions des élèves qui varient de « non admis » à « mention très bien », que nous avons transformé sur une échelle allant de 0 à 4 ( $M = 1,86$ ,  $s = 1,05$ , Skewness =  $0,33$ , Kurtosis =  $-0,61$ ).

### Procédure

Les établissements ont été contactés en début d'année 2011 afin d'obtenir leur accord pour réaliser une recherche auprès de leurs élèves. Pour ceux qui ont accepté, l'expérimentateur a ensuite pris contact avec les chefs d'établissement afin d'organiser les passations et notamment la distribution des questionnaires de consentement éclairé aux parents d'élèves mineurs. Toutes les passations se sont déroulées en une seule fois par élève, entre mai et début juin 2012.

### Résultats

Comme le recommandent les auteurs (Costello & Osborne, 2005), l'échantillon a été divisé de manière aléatoire en deux groupes équivalents afin de pouvoir procéder sur des échantillons différents aux analyses exploratoire ( $n = 428$ ) et confirmatoire ( $n = 425$ ). Pour réaliser les analyses factorielles confirmatoires, nous avons utilisé le logiciel MPLUS version 6.1 (Muthén & Muthén, 1998–2010).

Pour les analyses suivantes, les données manquantes (moins de 5 %) ont été imputées pour compléter les échelles en utilisant la procédure du logiciel de statistiques SPSS (version 17) d'expectation-maximisation (*expectation-maximization*). Cette procédure est considérée comme supérieure à d'autres méthodes (Allison, 2002), tel que le fait d'enlever les sujets qui ont des valeurs manquantes (*list-wise deletion*).

### Analyse factorielle exploratoire

Nous avons commencé par une série d'analyses factorielles pour vérifier la structure de notre questionnaire. Conformément à ce qui avait été observé dans l'échelle originale (Huebner, 1994), certains items présentaient des saturations croisées sur plusieurs facteurs. Par exemple, comme dans notre étude, l'item « J'aime bien mes voisins » (*I like my neighbors*) présentait dans la deuxième étude de Huebner (1994) une saturation prédominante sur le facteur « Self » et une deuxième saturation concernant le facteur « Habitat ». Nous avons choisi d'éliminer ces items afin d'obtenir à ce stade de nos investigations la mesure la plus fiable possible. Le résultat de ces analyses successives nous a permis de conserver 30 items présentant des saturations supérieures à 0,40 sur un facteur et inférieures à 0,32 sur les autres facteurs, comme le suggèrent Costello et Osborne (2005).

Pour déterminer le nombre de facteurs à extraire, nous nous sommes appuyés sur la méthode des analyses parallèles en utilisant la procédure SPSS mise au point par O'Connor (2000). La méthode des analyses parallèles basée sur la simulation de Monte Carlo permet de déterminer le nombre de facteurs qui peuvent être extraits d'un ensemble de données sans craindre une perte d'information ou, à l'inverse, en favorisant les données aléatoires. La valeur qui correspond au 95<sup>e</sup> percentile est utilisée comme seuil en deçà duquel les facteurs sont considérés comme pouvant être extraits au hasard (Cota, Longman, Holden, Fekken & Xinaris, 1993; Turner, 1998). La méthode des analyses parallèles ne permet de retenir que cinq facteurs puisque la valeur propre du sixième facteur (1,03) est inférieure à la valeur au 95<sup>e</sup> percentile (1,35).

Les résultats de l'analyse factorielle finale en axes principaux avec rotation oblique expliquent 60,44 % de la variance totale. Nous avons opté pour une rotation oblique comme dans l'échelle originale, car nous postulons que les facteurs sont en relation les uns avec les autres. Comme le montre le Tableau 1, tous les items retenus présentent une saturation supérieure à 0,40 sur un seul facteur et aucune saturation croisée sur un autre facteur.

Nous pouvons également constater dans le Tableau 1 que les constances internes des cinq dimensions sont toutes supérieures à 0,70. Pour l'ensemble de l'échelle, l'alpha de Cronbach est égal à 0,77. L'analyse des items retenus révèle également que plusieurs d'entre eux, notamment ceux appartenant à la dimension « Amis », ont des coefficients kurtosis supérieurs à 6, ce qui indique qu'ils présentent une anormalité univariée que nous prendrons en compte dans nos futures analyses.

### Analyse factorielle confirmatoire

Dans la mesure où plusieurs de nos variables observées ne respectent pas les critères liés à la normalité univariée, nous avons considéré dans nos analyses qu'il s'agissait de données catégorielles, ce qui nous a conduit à utiliser l'algorithme *weighted-least squares estimation method* (WLSMV) inclus dans le logiciel Mplus (Muthén & Muthén, 2010) qui est recommandé pour ce type de données.

Pour évaluer à quel point le modèle observé correspond au modèle théorique, nous avons utilisé plusieurs indicateurs d'ajustement. Le premier d'entre eux est bien entendu le test du chi carré ( $\chi^2$ ). Dans cette recherche, nous avons également retenu les mesures incluant le *Comparative fit index* (CFI), le *Tucker Lewis index* (TLI) et le *root mean squared error of approximation* (RMSEA). Il est généralement accepté par différents auteurs (Bentler, 1992; Schumacker & Lomax, 1996) qu'une valeur supérieure à 0,90 pour le CFI, le TLI est suffisante. Cependant, d'autres auteurs (Hu & Bentler, 1999) estiment qu'une valeur d'au moins 0,95 est préférable. Un RMSEA inférieur à 0,08 (Browne & Cudeck, 1993) est admis, mais selon Hu & Bentler (1999), un RMSEA inférieur ou égal à 0,06 peut être considéré comme une valeur acceptable.

Dans le cadre de nos analyses, nous avons testé deux modèles. Le premier est celui qui résulte de l'analyse factorielle exploratoire. Les critères utilisés sont ceux qui permettent de définir le modèle de mesure en cohérence avec la validité de contenu étudiée et les saturations relevées par l'analyse factorielle exploratoire qui rend compte de 5 facteurs (Tableau 2). Le facteur 1 correspond aux 8 premiers items qui ont en commun la (F)amille. Le deuxième

Tableau 1  
*Résultat de l'analyse factorielle en axes principaux avec rotation oblique*

	Facteurs				
	1	2	3	4	5
I1. J'adore être à la maison avec ma famille	0,70				
I2. J'adore passer un peu de temps avec mes parents	0,85				
I3. Ma famille est sympa	0,89				
I4. On s'entend bien dans ma famille	0,85				
I5. Mes parents me traitent équitablement	0,52				
I6. Les membres de ma famille parlent cordialement les uns avec les autres	0,65				
I7. J'ai la meilleure famille qui soit	0,78				
I8. Je passe des moments sympas avec mes parents	0,81				
I9. J'aime bien être à l'école		0,75			
I10. Je suis impatient d'aller à l'école		0,73			
I11. L'école est quelque chose d'intéressant		0,81			
I12. J'aimerais ne pas aller à l'école		0,68			
I13. J'adore les activités scolaires		0,67			
I14. J'apprends plein de choses à l'école		0,71			
I15. Il y a beaucoup de choses que je n'aime pas à l'école		0,63			
Na1. Je ne me sens pas bien à l'école					
I16. Mes amis sont sympas avec moi			0,64		
I17. Mes amis sont gentils avec moi			0,67		
I18. Mes amis sont excellents			0,75		
I19. Mes amis m'aident si j'ai besoin d'eux			0,81		
I20. Je passe du bon temps avec mes amis			0,65		
Na2. J'aimerais avoir des amis différents					
Na3. Mes amis sont méchants avec moi					
Na4. Je passe de mauvais moments avec mes amis					
I21. J'aime bien habiter ici				0,58	
I22. J'adore le quartier où j'habite				0,54	
I23. J'aimerais habiter dans une maison différente				0,62	
I24. J'aimerais habiter ailleurs				0,87	
Na5. J'aimerais qu'il y ait des gens différents dans mon quartier					
Na6. Il y a un peu trop de monde dans cette ville					
I25. Je pense que je suis belle/beau					0,88
I26. Je suis quelqu'un avec qui on s'amuse					0,52
I27. Je m'aime bien					0,77
I28. La plupart des gens m'apprécient					0,46
I29. Je sais faire pas mal de choses					0,43
I30. Je suis quelqu'un de bien					0,46
Na7. J'aime bien mes voisins					
Na8. Ma famille est sympa					
Na9. Il ya beaucoup de choses amusantes à faire où je vis					
Na10. J'aime essayer de nouvelles choses					
Valeurs propres initiales	7,58	3,88	2,70	2,07	1,9
% Variance expliquée	25,27	12,93	9,00	6,92	6,33
Alpha	0,80	0,87	0,92	0,85	0,77

*Nota.* Na : Items de l'échelle originale non retenus dans cette version; les saturations inférieures à 0,32 n'ont pas été reportées.

facteur (items I9 à I15) est celui de l'(E)cole. Le troisième facteur (items I16 à I20) correspond aux (A)mis. Le quatrième facteur (items I21 à I24) est lié à l'(H)abitat et enfin, le cinquième facteur (items I25 à I30) est celui du (S)oi. Ce Modèle 1 en cinq facteurs intercorrélés s'ajuste correctement aux données —  $\chi^2(395) = 1081,02$ ; RMSEA = 0,07; CFI = 0,93; TLI = 0,92.

Cependant du point de vue de la validité de contenu, le Modèle 1 nous semble être une condition nécessaire mais non suffisante puisque dans la perspective d'Huebner (1994), les différents contextes dans lesquels est mesurée la satisfaction des étudiants doivent également permettre de rendre compte de la satisfaction globale. Le Modèle 2 (Figure 2), conformément à l'hypothèse d'une satisfaction globale qui serait la résultante de ces cinq

contextes, postule donc l'existence d'un facteur de deuxième ordre reflétant un niveau de mesure globale de la satisfaction de vie. Ce modèle s'ajuste lui aussi correctement aux données —  $\chi^2(400) = 1100,85$ ; RMSEA = 0,07; CFI = 0,93; TLI = 0,92). Le résultat de cette analyse est présenté à la Figure 1.

### Validité concurrente et prédictive

Le Tableau 2 nous permet de constater que les différentes mesures liées au bien-être convergent ou divergent en fonction de dimensions considérées de la MSLSS, conformément à nos attentes. Pour analyser les corrélations entre ces dimensions, nous reprendrons les valeurs définies par Cohen (1988, 1992) pour

Tableau 2

Corrélations entre les différentes dimensions de la MSLSS, les autres échelles de l'étude et les évaluations des collégiens et des lycéens

	Échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie chez l'élève						N
	(F)amile	(É)cole	(A)mis	(H)abitat	(S)oi	(Sat)isfaction	
(É)cole	0,15**	1					853
(A)mis	0,37**	0,09**	1				
(H)abitat	0,31**	0,10**	0,23**	1			
(S)oi	0,32**	0,11**	0,36**	0,17**	1		
(Sat)isfaction	0,78**	0,54**	0,56**	0,56**	0,57**	1	
CES-D	-0,31**	-0,09**	-0,34**	-0,36**	-0,34**	-0,44**	
SWLS	0,45**	0,19**	0,32**	0,37**	0,45**	0,57**	
SEP Math	0,12**	0,26**	0,08*	0,19**	0,07*	0,25**	
SEP Français	0,04	0,40**	0,06	0,04	0,02	0,20**	
SEP Global	0,14**	0,36**	0,10**	0,08*	0,09*	0,27**	
Intr Math	0,13**	0,38**	0,06	0,16**	0,07	0,28**	
Intr Français	0,08*	0,53**	0,03	0,03	-0,06	0,24**	
Intr global	0,21**	0,72**	0,10**	0,08*	0,10**	0,45**	
CC (3°)	0,05	0,42**	0,16	0,22**	-0,08	0,23**	138
Épreuve (3°)	-0,02	0,34**	0,16	0,27**	-0,01	0,20*	
Bac (terminal)	-0,08	0,18	-0,13	0,04	-0,13	-0,01	108

Nota. CC : contrôle continu au brevet des collèges; Épreuve : épreuve écrite brevet des collèges; bac : mention au baccalauréat.

\*  $p < 0,05$ . \*\*  $p < 0,01$ .

qualifier une corrélation de faible, modérée ou forte. Une corrélation sera considérée comme faible si elle est (en valeur absolue) inférieure à 0,30, modérée si elle est comprise entre 0,30 et 0,50, forte si elle est supérieure à 0,50.

Les corrélations entre l'Échelle de bien-être global de Diener, Emmons, Larsen et Griffin (1985) (1985), adaptée par Blais et al. (1989), la SWLS et les différentes dimensions de la MSLSS vont toutes dans le sens attendu. La corrélation la plus élevée ( $r = 0,57$ ,  $p < 0,001$ ) s'observe avec la mesure globale de la MSLSS (Sat) et elle peut être qualifiée de forte, ce qui est encore une fois conforme à nos attentes. Comme dans la validation turque (Irmak & Kuruüzüm, 2009), la corrélation la plus faible s'observe avec la dimension scolaire ( $r = 0,19$ ,  $p < 0,05$ ). De plus, nous observons la deuxième corrélation la plus forte ( $r = 0,45$ ,  $p < 0,001$ ), après la satisfaction globale, entre avec la dimension du soi (S) de la MSLSS et la SWLS. En effet, conformément aux résultats de Lucas, Diener et Suh (1996), il existe une relation qui peut être forte entre le bien-être et l'estime de soi.

Les corrélations entre la CES-D et toutes les dimensions de la MSLSS sont négatives, conformément à nos attentes. La corrélation négative la plus élevée ( $r = -0,44$ ,  $p < 0,001$ ) s'observe avec la mesure globale de la MSLSS (Sat) et peut être qualifiée de modérée.

Par contre, nous pouvons observer que pour les échelles plus spécifiques au contexte scolaire que sont les échelles d'intérêt et de sentiment d'efficacité personnelle, c'est toujours avec la dimension du bien-être scolaire que nous pouvons observer les corrélations les plus fortes. La corrélation la plus forte se trouve avec l'intérêt global ( $r = 0,72$ ,  $p < 0,001$ ). Nous remarquons que les corrélations sont en moyenne plus fortes entre l'intérêt et les dimensions de la satisfaction scolaire qu'entre le sentiment d'efficacité personnelle (SEP) et ces mêmes dimensions.

En ce qui concerne la validité prédictive, comme le montre le Tableau 2, les résultats sont mitigés et dépendent du niveau des

élèves. Les résultats des collégiens sont conformes à nos attentes. En effet, non seulement il existe bien des corrélations avec les résultats scolaires des élèves, mais en plus, les corrélations les plus élevées s'observent avec la dimension École de la MSLSS. Par contre, en ce qui concerne les épreuves au bac, toutes les corrélations sont nulles.

## Conclusion

Au cours de cette recherche, nous avons présenté la validation de la version française de l'Échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie chez l'élève (MSLSS). L'étude exploratoire nous a conduits à ne retenir que 30 des 40 items de l'échelle originale. En effet, nous avons préféré éliminer tous les items qui présentaient des saturations croisées sur plus d'un facteur. Ce problème de saturation croisée était déjà présent dans la première validation de l'échelle (Huebner, 1994) et plusieurs validations dans d'autres langues ont également conduit les auteurs à retenir moins de 40 items dans la version définitive de leurs outils (Hatami et al., 2010; Irmak & Kuruüzüm, 2009). D'ailleurs, Sawatzky et al. (2009), dans une version anglaise de l'outil, ont proposé de ne conserver que 18 items sur les 40 afin d'arriver à une structure plus satisfaisante d'un point de vue métrique.

Nous avons ensuite procédé à des analyses confirmatoires qui nous ont permis de montrer que le modèle de mesure en six facteurs avec cinq facteurs de premier ordre et un facteur de second ordre est plausible. En effet, pratiquement toutes les dimensions de la MSLSS sont corrélées entre elles, ce qui permet de postuler un facteur général de satisfaction globale, conformément au modèle sous-jacent du bien-être subjectif. Enfin, nous avons pu montrer que conformément à ce qu'observent différents auteurs, il existe bien des corrélations significatives avec des échelles proches, que ce soit pour la satisfaction de vie en général (Gilman et al., 2000; Greenspoon & Saklofske, 1997; Huebner, 1994; Huebner

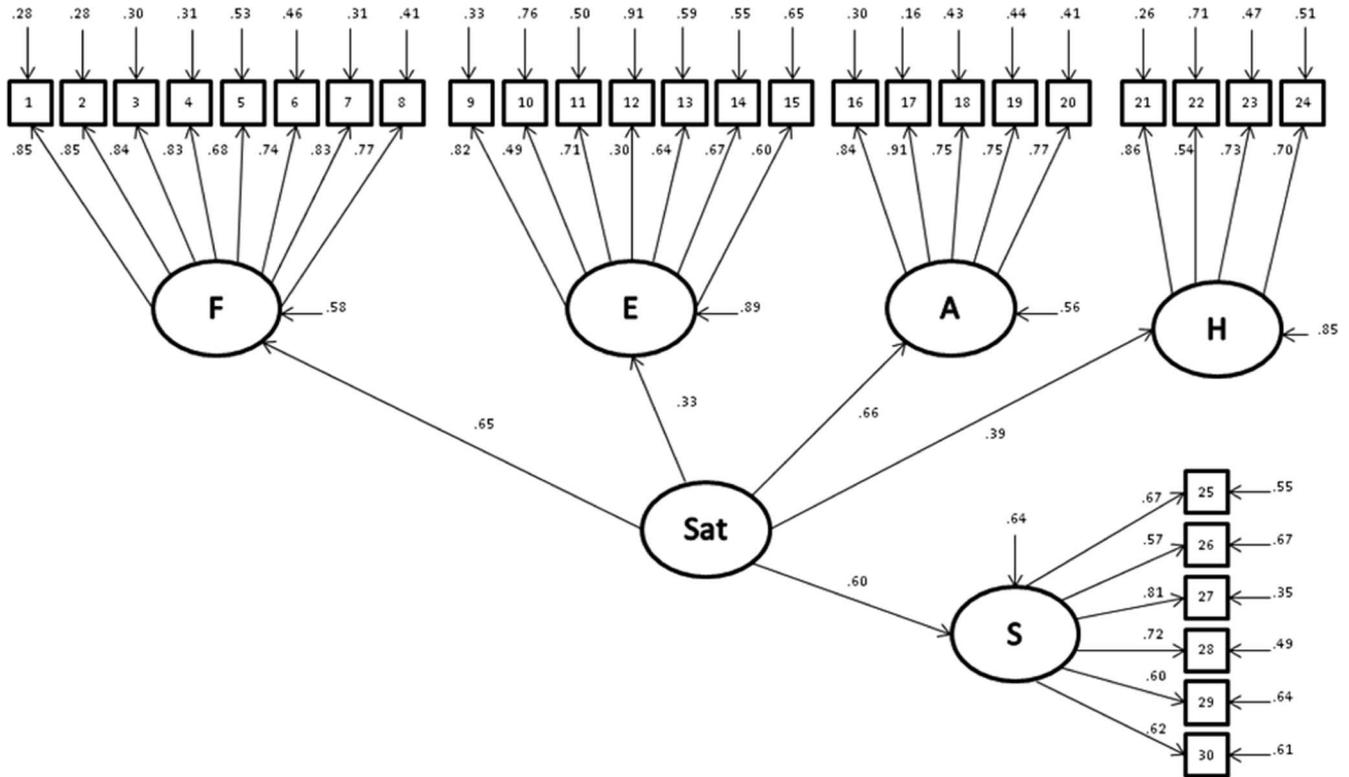


Figure 2. Modèle 2.

et al., 1998; Irmak & Kuruüzüm, 2009) ou la dépression (Funk, Huebner & Valois, 2006; Greenspoon & Saklofske, 1997). De même, nous avons pu observer que des mesures plus spécifiques au contexte scolaire que sont le sentiment d'efficacité personnelle (Bandura, 1997; Masson & Fenouillet, sous presse) ou l'intérêt (Fenouillet et al., 2013) sont davantage corrélés avec la dimension scolaire de la MSLSS.

Nos derniers résultats nous ont permis de mettre en évidence des corrélations modérées entre les résultats au brevet des collèges et la dimension scolaire de la MSLSS. Par contre, nous n'avons pas pu retrouver de relation significative avec les résultats au baccalauréat et la MSLSS. Plusieurs hypothèses peuvent être avancées pour expliquer cette contradiction. D'une part, en ce qui concerne le baccalauréat, nous n'avons pu obtenir que les mentions des élèves, ce qui limite fortement la sensibilité de notre mesure. D'autres recherches devraient donc confirmer ces résultats en prenant des mesures à la fois plus riches et plus sensibles. D'autre part, il est tout à fait possible que l'impact du bien-être subjectif soit différent en fonction du niveau scolaire de l'élève. Pour confirmer cette hypothèse, il serait nécessaire de voir si cette relation existe avec les élèves des classes inférieures. Malgré tout, nous savons déjà que Huebner (1991) n'avait pas trouvé de relation entre les performances scolaires chez les élèves de la 5<sup>e</sup> à la 7<sup>e</sup> année (de CM2 à la 5<sup>e</sup>) et le bien-être subjectif. Cependant, dans cette recherche, il n'utilisait pas la MSLSS, et c'est principalement avec la satisfaction scolaire de la MSLSS qu'apparaît cette relation avec les performances scolaires. Bien que contradictoires, ces résultats montrent donc à la fois tout l'intérêt qu'il y aurait à

poursuivre les recherches entre performance scolaire et bien-être subjectif au moyen de la MSLSS, et de disposer d'une échelle multidimensionnelle de la satisfaction scolaire.

### Abstract

This study presents a validation of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale (MSLSS, Huebner, 1994) into French on the basis of an 853 student sample selected from Grades 9 and 12. The internal reliabilities of all subscales (Cronbach's Alpha coefficient) were above the criterion of 0.70. Exploratory analysis supported a 5-factor solution, whereas the confirmatory analysis enabled the validation of a 6-factor model with 5 first-order factors fitting onto 1 second-order factor. Convergent analysis demonstrated that the MSLSS correlates well with depression and other well-being measures, as expected. The MSLSS was found to be reliable and valid for the French context. Furthermore, it appears that the scale, and more specifically its academic dimension, is moderately predictive of student achievement.

**Keywords:** well-being, satisfaction, school, student, achievement

### Références

- Allison, P. (2002). *Missing data*. Thousand Oaks, É.-U. : Sage.  
 Ardi, P., & Kwartarini Wahyu, Y. (2012). What makes teenagers happy? An exploratory study using indigenous psychology approach. *International Journal of Research Studies in Psychology*, 1, 53–61.

- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, É.-U. : Freeman & Co.
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the bulletin. *Psychological Bulletin*, *112*, 400–404. doi:10.1037/0033-2909.112.3.400
- Blais, M. R., Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., & Brière, N. M. (1989). L'Échelle de satisfaction de vie : validation canadienne-française du "Satisfaction with Life Scale." *Revue canadienne des sciences du comportement*, *21*, 210–223.
- Bouffard, L. (1997). Présentation : variations sur le thème du bonheur. *Revue québécoise de psychologie*, *18*, 3–12.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. Dans K. A. Bollen & J. S. Long (éd), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Beverly Hills, É.-U. : Sage.
- Campbell, A., Converse, P. E., & Rodgers, W. L. (1976). *The quality of American life: Perceptions, evaluations, and satisfactions*. New York, É.-U. : Russell Sage Foundation.
- Casas, F., Alsinet, C., Rosich, M., Huebner, E. S., & Laughlin, J. E. (2001). Cross-cultural investigation of the multidimensional students' life satisfaction scale with Spanish adolescents. Dans F. Casas & C. Saurina (éds), *Proceedings of the Third Conference of the International Society for Quality of Life Studies* (pp. 359–366). Girona, Espagne : University of Girona Press.
- Chen, S. Y., & Lu, L. (2009). Academic correlates of Taiwanese senior high school students happiness. *Adolescence*, *44*, 979–992.
- Cheung, H. Y., & Chan, A. W. H. (2011). The relationship of competitiveness motive of people's happiness through education. *International Journal of Intercultural*, *35*, 179–185. doi:10.1016/j.ijintrel.2010.11.008
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2<sup>e</sup> éd.). Hillsdale, É.-U. : Erlbaum.
- Cohen, J. (1992). A Power Primer. *Quantitative methods in psychology*, *112*, 155–159.
- Costello, A., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, *10*(7). Consulté à <http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>
- Cota, A. A., Longman, R. S., Holden, R. R., Fekken, G. C., & Xinaris, S. (1993). Interpolating 95th percentile eigenvalues from random data: An empirical example. *Educational & Psychological Measurement*, *53*, 585–596. doi:10.1177/0013164493053003001
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, *95*, 542–575. doi:10.1037/0033-2909.95.3.542
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, *49*, 71–75. doi:10.1207/s15327752jpa4901\_13
- Diener, E., & Lucas, R. E. (1999). Personality and subjective well-being. Dans D. Kahneman, E. Diener & N. Schwartz (éds.), *Well-being: The foundations of hedonic psychology* (pp. 213–229). New York, É.-U. : Russell Sage Foundation.
- Fenouillet, F., Masson, J., Déro, M., Rozenwajg, P., & Corroyer, D. (2013). Development of an academic interest scale for elementary school students and the relationship between interest and academic achievement. *Educational Assessment Evaluation and Accountability*. Manuscrit soumis pour publication.
- Funk, B. A., Huebner, E. S., & Valois, R. F. (2006). Reliability and validity of a life satisfaction scale with a high school sample. *Journal of Happiness Studies*, *7*, 41–54. doi:10.1007/s10902-005-0869-7
- Gilman, R. (1999). Validation of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale with adolescents. *Dissertation Abstracts International*, *60*, 1901B.
- Gilman, R., & Ashby, J. S. (2003). A first study of perfectionism and multidimensional life satisfaction among adolescents. *Journal of Early Adolescence*, *23*, 218–235. doi:10.1177/0272431603023002005
- Gilman, R., Huebner, E. S., & Laughlin, J. E. (2000). A first study of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale with adolescents. *Social Indicators Research*, *52*, 135–160. doi:10.1023/A:1007059227507
- Greenspoon, P. J., & Saklofske, D. H. (1997). Validity and reliability of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale with Canadian children. *Journal of Psychoeducational Assessment*, *15*, 138–155. doi:10.1177/073428299701500204
- Greenspoon, P. J., & Saklofske, D. H. (1998). Confirmatory factor analysis of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale. *Personality and Individual Differences*, *25*, 965–971. doi:10.1016/S0191-8869(98)00115-9
- Hatami, G., Motamed, N., & Ashrafzadeh, M. (2010). Confirmatory factor analysis of Persian adaptation of Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale (MSLSS). *Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary journal for Quality-of-Life Measurement*, *98*, 265–271.
- Hu, L., & Bentler P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1–55. doi:10.1080/10705519909540118
- Huebner, E. S. (1991). Correlates of life satisfaction in children. *School Psychology Quarterly*, *6*, 103–111. doi:10.1037/h0088805
- Huebner, E. S. (1994). Preliminary development and validation of a multidimensional life satisfaction scale for children. *Psychological Assessment*, *6*, 149–158. doi:10.1037/1040-3590.6.2.149
- Huebner, E. S., Laughlin, J. E., Ash, C., & Gilman, R. (1998). Further validation of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale. *Journal of Psychoeducational Assessment*, *16*, 118–134. doi:10.1177/073428299801600202
- Irmak, S., & Kuruüzüm, A. (2009). Turkish validity examination of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale. *Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary Journal for Quality-of-Life Measurement*, *92*, 13–23. doi:10.1007/s11205-008-9284-x
- Karademas, E. C. (2006). Self-efficacy, social support and well-being. The mediating role of optimism. *Personality and Individual Differences*, *40*, 1281–1290. doi:10.1016/j.paid.2005.10.019
- Lucas, R. E., Diener, E., & Suh, E. (1996). Discriminant validity of well-being measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, *71*, 616–628. doi:10.1037/0022-3514.71.3.616
- Lyubomirsky, S., Sheldon, K. M., & Schkade, D. (2005). Pursuing happiness: The architecture of sustainable change. *Review of General Psychology*, *9*, 111–131. doi:10.1037/1089-2680.9.2.111
- Masson, J., & Fenouillet, F. (sous presse). Construction et validation d'une échelle de sentiment d'efficacité personnelle : relation entre sentiment d'efficacité personnelle et résultats scolaires à l'école primaire. *Enfance*.
- Moullec, G., Maïano, C., Morin, A. J. S., Monthuy-Blanc, J., Rosello, L., & Ninot, G. (2011). Very short visual analog form of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) for the idiographic measurement of depression. *Journal of Affective Disorders*, *128*, 220–234. doi:10.1016/j.jad.2010.06.006
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2010). *Mplus User's Guide* (6<sup>e</sup> éd.). Los Angeles, É.-U. : Muthén & Muthén.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instrumentation, and Computers*, *32*, 396–402. doi:10.3758/BF03200807
- Park, N. S. (2000). Life satisfaction of school age children: Cross-cultural and cross-developmental comparisons. *Dissertation Abstracts International*, *62*, 1118B.
- Park, N. S., Huebner, E. S., Laughlin, J. E., Valois, R. F., & Gilman, R. (2004). A cross-cultural comparison of the dimensions of child and adolescent life satisfaction reports. *Social Indicators Research*, *66*, 61–79. doi:10.1023/B:SOCI.0000007494.48207.dd

- Proctor, C., Linley, P. A., & Maltby, J. (2009). Youth life satisfaction measures: A review. *The Journal of Positive Psychology, 4*, 128–144. doi:10.1080/17439760802650816
- Randolph, J. J., Kangas, M., & Ruokamo, H. (2009). The preliminary development of the Children's Overall Satisfaction with Schooling Scale (COSS). *Child Indicators Research, 2*, 79–93. doi:10.1007/s12187-008-9027-1
- Ryff, C. D., & Singer, B. (1998). The contours of positive human health. *Psychological Inquiry, 9*, 1–28. doi:10.1207/s15327965pli0901\_1
- Sawatzky, R., Ratner, P. A., Johnson, J. L., Kopec, J. A., & Zumbo, B. D. (2009). Sample heterogeneity and the measurement structure of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale. *Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary Journal for Quality-of-Life Measurement, 94*, 273–296. doi:10.1007/s11205-008-9423-4
- Schiefele, U. (2009). Situational and individual interest. Dans K. R. Wentzel & A. Wigfield (éds), *Handbook of motivation in school* (pp. 197–223). New York, É.-U. : Taylor Francis.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Erlbaum, É.-U. : Hillsdale.
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist, 55*, 5–14. doi:10.1037/0003-066X.55.1.5
- Shankland, R., & Martin-Krumm, C. (2012). Évaluer le fonctionnement optimal : échelles de psychologie positive validées en langue française. *Pratiques psychologiques, 18*, 171–187. doi:10.1016/j.prps.2012.02.004
- Turner, N. E. (1998). The effect of common variance and structure on random data eigenvalues: Implications for the accuracy of parallel analysis. *Educational & Psychological Measurement, 58*, 541–568. doi:10.1177/0013164498058004001

Reçu le 26 août 2013

Révision reçue le 3 janvier 2014

Accepté le 6 janvier 2014 ■