



HAL
open science

Validation française de l'échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie chez l'élève

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

► To cite this version:

Fabien Fenouillet, Jean Heutte, Charles Martin-Krumm, Ilona Boniwell. Validation française de l'échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie chez l'élève. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 2014, 47 (1), pp.1 - 29. hal-01061826

HAL Id: hal-01061826

<https://hal.science/hal-01061826>

Submitted on 8 Sep 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Validation française de l'échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie chez l'élève

(Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale - MSLSS)

Fabien Fenouillet¹

Laboratoire Cognitions Humaine et Artificielle (Chart) EA 4004

Université Paris Ouest Nanterre La Défense

200, avenue de la République

92 001 Nanterre Cedex

Jean Heutte

Université Lille Nord de France, École Supérieure du Professorat et de l'Éducation

Équipe Trigone CIREL (EA 4354) de l'Université Lille1

Charles Martin-Krumm

CREAD - EA 3875 - IUFM de Bretagne - Ecole interne UBO, Rennes, France

IFEPS Angers – Les Ponts de Cé, France

Ilona Boniwell

Department of Psychology, Anglia Ruskin University, East Road, Cambridge, CB1 1PT, UK

and Positran SAS, Rue Vallee Penaut, Goupillieres, 78770 France

Résumé

Cette recherche présente la validation en français de la Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale (MSLSS) de Huebner (1994) sur 853 élèves de la 9e et de la 12e année. Les consistances internes (coefficient alpha de Cronbach) sont toutes supérieures à .70. L'analyse exploratoire permet bien de retrouver les cinq contextes de l'échelle, et l'analyse confirmatoire permet de valider le modèle en six facteurs avec cinq 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 clefs : bien-être, satisfaction, école, élève, évaluation.

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 sub-scales (Cronbach's Alpha coefficient) were above the criterion of 0.70. Exploratory analysis supported a five factor solution, whilst the confirmatory analysis enabled the validation of a six-factor model with five first-order factors fitting onto one 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.

Validation française de l'échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie de l'élève
(*Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale - MSLSS*)

Ces dernières décennies, notamment avec l'émergence de la psychologie positive (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000), le bien-être appelé aussi la qualité de vie ou le bonheur en fonction des 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 existe plusieurs conceptions (Bouffard, 1997 ; Ryff & Singer, 1998) il est couramment admis (e.g., 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 dans le temps, la satisfaction de vie est, elle, basée sur une appréciation cognitive moins susceptible de fluctuer brutalement à la faveur d'un évènement 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 adoptant le point de vue de l'individu 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 (affects positifs, négatifs, satisfaction de vie) du bien-être subjectif, cette étude se centre plus précisément sur la satisfaction de vie des élèves. L'objectif de cette 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 (e.g., Proctor, Linley, & Maltby, 2009 pour une revue) il existe peu d'outils validés en français (e.g., Shankland, & Martin-Krumm, 2012, pour une revue de différents outils francophones) et aucun à notre connaissance ne permet de l'apprécier dans différents contextes de vie. 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 spécifiques à certains domaines de vie comme le montre la figure 1.

[Insérer Figure 1 ici]

La construction de la MSLSS Huebner (1994) est parti du principe que différents domaines de vie sont particulièrement importants pour les adolescents et qu'ils vont contribuer 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 signifiants 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 & 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). Dans cette perspective, il a été inclus dans cette étude non seulement des échelles globales de bien être ou de dépression mais aussi d'autres outils permettant de mesurer l'intérêt ou le sentiment d'efficacité personnel (Bandura, 1997) plus spécifiques au contexte scolaire. En effet, si le sentiment d'efficacité personnelle (SEP) est lié au bien-être (Karademas, 2006), il existe plus spécifiquement une relation entre la réussite de ses études, le bien-être et le SEP (Dench & Regan, 1999). De même, l'intérêt académique (Schiefele, 2009) est spécifique aux matières scolaires et ce concept est un élément central de la motivation intrinsèque qui est en relation avec le bien-être (Ryan & Deci, 2000). Nous estimons donc que ces outils plus spécifiques devraient avoir des relations plus fortes ou plus faibles en fonction des dimensions de la MSLSS. Plus précisément, nous faisons l'hypothèse que la dimension scolaire de la MSLSS devrait être davantage corrélée avec les échelles d'intérêt ou de sentiment d'efficacité personnelle qu'avec les autres dimensions de la MSLSS. Un objective

secondaire de cette recherche sera de chercher à savoir si cette échelle est capable de prédire la réussite scolaire. Bien que Huebner (1991) ou Funk et al. (2006) montrent que les relations entre le bien-être et les évaluations scolaires sont faibles voir nulles, d'autres auteurs comme Chen & Lu (2009) mettent en évidence qu'il peut exister une relation, cette question qui est actuellement peu explorée reste donc d'un grand intérêt pour les utilisateurs de cette échelle.

Etude

Participants

Notre échantillon est constitué de 853 élèves de classes de troisième ($n=473$) et de classes de terminale ($n=381$) issus des 8 établissements. Nous avons ciblé spécifiquement les élèves de troisième et de terminal 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 1000 000 d'habitants) et l'autre moitié sont situés en zone rurale (région normande) dans des villes inférieures à 10000 habitants. Il s'agit d'un échantillon composé de 48.3% de garçons et de 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 ($SD = 1.63$, $min=13$, $max=20$).

Matériel

L'échelle multidimensionnelle de satisfaction de vie de l'élève a été traduite par deux spécialistes de psychologie cognitive bilingues de langue maternelle française. Après la traduction de chaque version, le chercheur responsable de la recherche a réuni les deux traducteurs qui ont confronté leurs versions et procédé à des modifications jusqu'à l'obtention d'un accord satisfaisant.

Afin de vérifier la validité concurrente, 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) - 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=.05 ; CFI=1.00 ; TLI=.99), consistance interne : $\alpha=.86$.

Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) - 20 items (Moullec et al., 2010) : L'analyse confirmatoire permet de confirmer la structure en cinq facteurs ($\chi^2(166)=460.12, p<.001$; RMSEA=.05 ; CFI=.94 ; TLI=.93). La validation du modèle avec un facteur de deuxième ordre permet de calculer un score de dépression sur l'ensemble des items ($\alpha=.91$).

Echelle d'intérêt académique - 15 items (Fenouillet, Masson, Déro, Rozencwajg, & Corroyer, 2013) : L'analyse confirmatoire permet de confirmer la structure en trois facteurs ($\chi^2(87)=387.52, p<.001$; RMSEA=.06 ; CFI=.97 ; TLI=.96), consistance interne : Général $\alpha=.85$, français $\alpha=.94$ et mathématiques $\alpha=.94$.

Echelle de sentiment d'efficacité personnelle scolaire - 11 items (Masson & Fenouillet, sous presse) : L'analyse confirmatoire permet de confirmer la structure en trois facteurs ($\chi^2(41)=196.22, p<.001$; RMSEA=.07 ; CFI=.98 ; TLI=.97), consistance interne : scolaire $\alpha=.90$, français $\alpha=.92$ et mathématiques $\alpha=.95$.

Evaluation des élèves : Pour une partie de notre échantillon (certaines académies n'ont pas donné suite aux demandes de nous transmettre les évaluations aux examens), il a été possible de récupérer les évaluations à deux examens organisés au niveau national 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 = $-.30$, Kurtosis = $-.21$) et des épreuves sur table (Epreuve), en fin d'année, qui varient de 0 à 160 ($M=99.92$, $s=25.83$, Skewness = $-.63$, Kurtosis = $-.02$). Par contre, il ne s'agissait pas de notes concernant le baccalauréat (Bac) mais des mentions des élèves qui varient de "non admis" (moins de 10 sur 20) à "mention très bien" (16 sur 20 ou plus) qui ont été transformées 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 pris ensuite 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) telle que le fait d'enlever les sujets qui ont des valeurs manquantes (*list-wise deletion*).

Analyse factorielle exploratoire

Nous avons commencé par procéder à une série d'analyses factorielles pour vérifier la structure de notre questionnaire. Conformément à ce qu'il a été observé sur 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 .40 sur un facteur et inférieures à .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^{ème} percentile est utilisée comme seuil en deçà duquel les facteurs sont considérés comme pouvant être extrait 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^{ème} percentile (1.35).

Les résultats de l'analyse factorielle finale en axes principaux avec rotation oblique expliquent 60.44% de 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 .40 sur un seul facteur et aucune saturation croisée sur un autre facteur.

[Insérer ici le tableau 1]

Nous pouvons également constater sur le tableau 1 que les consistances internes des cinq dimensions sont toutes supérieures à .70. Sur l'ensemble de l'échelle l'alpha de Cronbach est égal à .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 χ^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). Pour différents auteurs (Bentler, 1992 ; Schumacker & Lomax, 1996) une valeur supérieure à .90 pour le CFI, le TLI est suffisante cependant d'autres auteurs (Hu & Bentler, 1999) estiment qu'une valeur de .95 ou plus est préférable. Un RMSEA inférieur à .08 (Browne & Cudeck, 1993) est admis mais pour Hu & Bentler (1999) un RMSEA inférieur ou égal à .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 facteur (items I9 à I15) est celui de l'(E)cole. Le troisième facteur (items I16 à I20) correspond aux amis. Le quatrième facteur (items I21 à I24) est lié à la (H)abitat et enfin le cinquième facteur (items I25 à I30) est celui du (S)oi. Ce modèle 1 en cinq facteurs inter-corrélés s'ajuste correctement aux données ($\chi^2(395)=1081.02$; RMSEA =.07 ; CFI =.93 ; TLI=.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 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 =.07 ; CFI =.93 ; TLI=.92). Le résultat de cette analyse est présenté 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 et ce conformément à nos attentes. Pour analyser les corrélations entre ces dimensions, nous reprendrons les valeurs définies par Cohen (1988, 1992) pour qualifier une corrélation de faible, modérée ou forte. Une corrélation sera considérée comme faible si elle est (en valeur absolue) inférieure à .30, modérée si elle est comprise entre .30 et .50, forte si elle est supérieure à .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 ($r=.57$, $p<.001$) 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 ($r=.19$, $p<.05$). De plus, nous observons la deuxième corrélation la plus forte ($r=.45$, $p<.001$), 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 et c'est sans doute pour cette raison qu'il est observé cette corrélation forte entre la satisfaction globale et la dimension du soi qui est conceptuellement proche de l'estime de soi.

[Insérer ici le tableau 2]

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 ($r=-.44, p<.001$) 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 ($r=.72, p<.001$). 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 Ecole 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 & al. 2010 ; Irmak

& Kuruüzüm, 2009). Sawatzky et al. (2009) dans une version anglaise de l'outil ont d'ailleurs 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 1 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 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 & 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, nous n'avons pu obtenir en ce qui concerne le baccalauréat 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 grade 5 à 7 (CM2 à 5^{ème}) 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 que cette relation avec les performances scolaires apparait. Ce résultat est à rapprocher de ceux obtenus par Chen & Lu (2009) qui montrent une corrélation entre le bien-être scolaire et les résultats aux évaluations scolaires mais pas de corrélation entre ces mêmes évaluations et le bien-être global. Le fait de disposer d'une échelle multidimensionnelle nous a permis de constater cette relation et montre ainsi tout l'intérêt de pouvoir mesurer la satisfaction de vie dans différents contextes de vie. Cependant des recherches complémentaires seraient à mener en fonction du niveau des élèves pour confirmer ce résultat.

Références:

- Ardi, P., Kwartarini Wahyu, Y. (2012). What make teenagers happy? An exploratory study using indigenous psychology approach. *International Journal of Research Studies in Psychology*, 1(2), 53-61.
- Allison, P. (2002). *Missing data*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: the exercise of control*. New York: Freeman & Co.
- Bentler, P.M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the bulletin. *Psychological Bulletin*, 112, 400–404.
- 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(2), 3-12.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Beverley Hills, CA: Sage.
- Campbell, A., Converse, P. E., & Rodgers, W. L. (1976). *The quality of American life: Perceptions, evaluations, and satisfactions*. New York: Russell Sage.
- 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. In F. Casas & C. Saurina (Eds.), *Proceedings of the Third Conference of the International Society for Quality of Life Studies* (pp. 359–366). Girona, Spain: 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.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2 ed.). Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, J. (1992). A Power Primer. *Quantitative Methods in Psychology*, 112(1), 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). Retrieved from <http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>
- Cotta, 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.
- Dench, S, & Regan, J. (2000). Learning in Later Life: Motivation and Impact. *DfEE Research Report RR183*, London: Department for Education and Employment.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542–575.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71–75.
- Diener, E., & Lucas, R. E. (1999). Personality and subjective well-being. In D. Kahneman, E. Diener, & N. Schwartz (Eds.), *Well-being: The foundations of hedonic psychology* (pp. 213–229). New York: Russell Sage Foundation.
- Fenouillet, F., Masson, J., Déro, M., Rozencwajg, 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*, Manuscript submitted for 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.
- Gilman, R. (1999). Validation of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale with adolescents. *Dissertation Abstracts International*, 60(04), 1901B.
- 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(2), 135–160.
- Gilman, R., & Ashby, J. S. (2003). A first study of perfectionism and multidimensional life satisfaction among adolescents. *Journal of Early Adolescence*, 23, 218–235.
- 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.
- Greenspoon, P. J., & Saklofske, D. H. (1998). Confirmatory factor analysis of the Multidimensional Students' Life Satisfaction Scale. *Personality and Individual Differences*, 25, 965–971.
- 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.

- Hoyle, R., & Panter, A. (1995). Writing about structural equation models. In R. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 100–119). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L. and P. M. Bentler (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Huebner, E. S. (1991). Correlates of life satisfaction in children. *School Psychology Quarterly*, 6, 103-111.
- Huebner, E. S. (1994). Preliminary development and validation of a multidimensional life satisfaction scale for children. *Psychological Assessment*, 6, 149-158.
- 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.
- 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.
- Karademas, E. C. (2006) Self-efficacy, social support and well-being The mediating role of optimism. *Personality and Individual Differences*, 40, 1281–1290.
- Lucas, R.E, Diener, E., & Suh, E. (1996). Discriminant validity of well-being measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, 616–628.
- Lyubomirsky, S., Sheldon, K. M., & Schkade, D. (2005). Pursuing happiness: The architecture of sustainable change. *Review of General Psychology*, 9(2), 111-131.

- 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. (2012) 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.
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (2010). *Mplus User's Guide. Sixth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- 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.
- Park, N. S. (2000). Life satisfaction of school age children: Cross-cultural and cross-developmental comparisons. *Dissertation Abstracts International*, 62(02), 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.
- Proctor, C., Linley, P. A., & Maltby, J. (2009) *Youth life satisfaction measures: a review*. The Journal of Positive Psychology, 4(2), 128-144.
- Randolph, J. J., Kangas, M., & Ruokamo, H. (2009). The preliminary development of the Children's Overall Satisfaction with Schooling Scale (COSSS). *Child Indicators Research*, 2(1), 79-93.

- Ryff, C. D., & Singer, B. (1998). The contours of positive human health. *Psychological Inquiry*, 9, 1-28.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55, 68–78.
- 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.
- Schiefele, U. (2009). Situational and individual interest. In K. R. Wentzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation in school* (pp. 197–223). New York: Taylor Francis.
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55, 5-14.
- Schumacker, R.E., & Lomax, R.G., (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale.
- Shankland, R., & Martin-Krumm, C. (2012). Évaluer le fonctionnement optimal : échelles de psychologie positive validées en langue française. *Pratiques psychologiques*, 18(2), 171–187.
- 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

Notes de bas de page

¹ 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.

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 | .70 | | | | |
| I2. J'adore passer un peu de temps avec mes parents | .85 | | | | |
| I3. Ma famille est sympa | .89 | | | | |
| I4. On s'entend bien dans ma famille | .85 | | | | |
| I5. Mes parents me traitent équitablement | .52 | | | | |
| I6. Les membres de ma famille parlent cordialement les uns avec les autres | .65 | | | | |
| I7. J'ai la meilleure famille qui soit | .78 | | | | |
| I8. Je passe des moments sympas avec mes parents | .81 | | | | |
| I9. J'aime bien être à l'école | | .75 | | | |
| I10. Je suis impatient d'aller à l'école | | .73 | | | |
| I11. L'école est quelque chose d'intéressant | | .81 | | | |
| I12. J'aimerais ne pas aller à l'école | | .68 | | | |
| I13. J'adore les activités scolaires | | .67 | | | |
| I14. J'apprends plein de choses à l'école | | .71 | | | |
| I15. Il y a beaucoup de choses que je n'aime pas à l'école | | .63 | | | |
| Na1. Je ne me sens pas bien à l'école | | | | | |
| I16. Mes amis sont sympas avec moi | | | .64 | | |
| I17. Mes amis sont gentils avec moi | | | .67 | | |
| I18. Mes amis sont excellents | | | .75 | | |
| I19. Mes amis m'aident si j'ai besoin d'eux | | | .81 | | |
| I20. Je passe du bon temps avec mes amis | | | .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 | | | | .58 | |
| I22. J'adore le quartier où j'habite | | | | .54 | |
| I23. J'aimerais habiter dans une maison différente | | | | .62 | |
| I24. J'aimerais habiter ailleurs | | | | .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 | | | | | .88 |
| I26. Je suis quelqu'un avec qui on s'amuse | | | | | .52 |
| I27. Je m'aime bien | | | | | .77 |

| | |
|---|-----|
| I28. La plupart des gens m'apprécient | .46 |
| I29. Je sais faire pas mal de choses | .43 |
| I30. Je suis quelqu'un de bien | .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 | .80 | .87 | .92 | .85 | .77 |

Note. Na : Items de l'échelle originale non retenus dans cette version ; les saturations inférieures

à .32 n'ont pas été reportées.

Tableau 2

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

| Echelle multidimensionnelle de satisfaction de vie chez l'élève | | | | | | | |
|---|----------|---------|--------|-----------|--------|----------------|----------|
| | (F)amile | (E)cole | (A)mis | (H)abitat | (S)oi | (Sat)isfaction | <i>n</i> |
| (E)cole | .15** | 1 | | | | | 853 |
| (A)mis | .37** | .09** | 1 | | | | |
| (H)abitat | .31** | .10** | .23** | 1 | | | |
| (S)oi | .32** | .11** | .36** | .17** | 1 | | |
| (Sat)isfaction | .78** | .54** | .56** | .56** | .57** | 1 | |
| CES-D | -.31** | -.09** | -.34** | -.36** | -.34** | -.44** | |
| SWLS | .45** | .19** | .32** | .37** | .45** | .57** | |
| SEP_Math | .12** | .26** | .08* | .19** | .07* | .25** | |
| SEP Français | .04 | .40** | .06 | .04 | .02 | .20** | |
| SEP Global | .14** | .36** | .10** | .08* | .09* | .27** | |
| Intr Math | .13** | .38** | .06 | .16** | .07 | .28** | |
| Intr Français | .08* | .53** | .03 | .03 | -.06 | .24** | |
| Intr global | .21** | .72** | .10** | .08* | .10** | .45** | |
| CC (3ém) | .05 | .42** | .16 | .22** | -.08 | .23** | 138 |
| Epreuve (3ém) | -.02 | .34** | .16 | .27** | -.01 | .20* | |
| Bac (Terminal) | -.08 | .18 | -.13 | .04 | -.13 | -.01 | 108 |

Note. * $p < .05$, ** $p < .01$; CC : contrôle continue au brevet des collèges; Epreuve : Epreuve écrite brevet des collèges ; Bac : mention au baccalauréat.

Titres des Figures

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

Figure 2. Modèle 2



