

Le bien-être des adolescent·e·s à l'école : adaptation et validation d'un questionnaire fondé sur le modèle PERMA

Adolescent School Well-Being: Adaptation and Validation of a French PERMA-Based Questionnaire

Alexandre Mabilon – alexandre.mabilon@unifr.ch - <https://orcid.org/0000-0003-1909-1451>

Philippe Genoud – philippe.genoud@unifr.ch - <https://orcid.org/0000-0002-9764-1511>

Université de Fribourg - Suisse

Pour citer cet article : Mabilon, A., & Genoud, P. A. (2025). Le bien-être des adolescent·e·s à l'école : adaptation et validation d'un questionnaire fondé sur le modèle PERMA. *Évaluer. Journal international de recherche en éducation et formation*, 11(2), 3-22. <https://doi.org/10.48782/e-jiref-11-2-3>

Résumé

Cet article présente l'adaptation et la validation d'une version courte d'un questionnaire fondé sur le modèle PERMA (Seligman, 2011) auprès d'adolescent·e·s scolarisé·e·s en Suisse romande. Se référant à une conception multidimensionnelle du bien-être, l'instrument a été traduit, adapté par un comité d'expert·e·s, puis testé auprès de deux échantillons totalisant près de 1000 élèves du secondaire. La procédure comprend une concordance inter-juges, deux analyses factorielles confirmatoires et une démarche de validité critérielle. La version finale est constituée de 15 items, répartis en cinq dimensions. Par rapport au modèle initial, la dimension *Relations positives* a été scindée en deux sous-dimensions (*Relations avec les pairs* et *Relations avec les enseignant·e·s*), tandis que la dimension *Engagement* a été partiellement intégrée à la dimension *Sens*. Les analyses révèlent une bonne consistance interne ainsi qu'une stabilité structurelle entre échantillons. Les corrélations avec des indicateurs du climat social de classe apportent de bons indices concernant la validité critérielle de l'outil. L'ensemble des résultats souligne donc la pertinence d'un instrument court et robuste pour évaluer le bien-être des adolescent·e·s en milieu scolaire francophone et ouvre des perspectives pour la recherche et les pratiques éducatives visant à promouvoir le bien-être.

Mots-clés

Bien-être, Adolescence, Validation, Questionnaire

Abstract

This article presents the adaptation and validation of a short version of a questionnaire based on the PERMA model (Seligman, 2011) among adolescents attending school in French-speaking Switzerland. Based on a multidimensional concept of well-being, the instrument was translated, adapted by a committee of experts, and then tested on two samples totalling nearly 1,000 secondary school students. The procedure included inter-rater reliability, two confirmatory factor analyses, and a criterion validity approach. The final version consists of 15 items, divided into five dimensions. Compared to the initial model, the Positive Relationships dimension has been split into two sub-dimensions (Relationships with Peers and Relationships with Teachers), while the Engagement dimension has been partially integrated into the Meaning dimension. The analyses reveal good internal consistency and structural stability between samples. Correlations with indicators of the social climate in the classroom provide good evidence of the criterion validity of the tool. The results therefore highlight the relevance of a short and robust instrument for assessing the well-being of adolescents in French-speaking schools and open up new perspectives for research and educational practices aimed at promoting well-being.

Keywords

Well-being, Adolescence, Adaptation, Questionnaire

1. Introduction et cadre théorique

Alors que le bien-être se trouve depuis longtemps au croisement de réflexions philosophiques, sociales, économiques et psychologiques, il est spécifiquement associé – dans la littérature scientifique – à des notions telles que la joie, la prospérité ou le bonheur (Butler et Kern, 2016). Toutefois, en élargissant cette acception rudimentaire, le bien-être va au-delà en intégrant notamment la notion d'accomplissement ainsi que la composante relationnelle (Seligman, 2011). Dans cette perspective, l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS, 2004) considère le bien-être comme un élément au fondement de la santé mentale des individus, leur permettant non seulement de dépasser leurs tensions personnelles, mais favorisant également leur engagement vers un processus d'accomplissement personnel.

Cette conception plurielle du bien-être se situe à la croisée des paradigmes hédonique et eudémonique (Ryan et Deci, 2001 ; Steptoe et al., 2015). D'un côté, le paradigme hédonique se centre sur les affects positifs, tout en minimisant les affects négatifs, à travers l'appréciation émotionnelle et cognitive du contexte dans lequel l'individu se trouve (Diener et al., 2003). Cette perspective intègre donc les bien-être émotionnel, psychologique et social qui sont des éléments constitutifs de la santé mentale (Doré et Caron, 2017). De l'autre côté, le paradigme eudémonique met l'accent sur la réalisation de soi, en adéquation avec les valeurs personnelles de l'individu (Ryan et Deci, 2001). Ces deux perspectives, bien que distinctes, sont aujourd'hui souvent considérées comme complémentaires pour appréhender le bien-être de manière intégrative. En effet, le bien-être en classe ne peut se résumer à un état de confort béat pour l'élève, qui l'amènerait à éviter tout effort, mais bien à un ressenti positif l'amenant à pouvoir participer activement à ses apprentissages sans crainte des répercussions liées à d'éventuelles erreurs. En favorisant ainsi un contexte encourageant le développement des connaissances et des compétences dans un cadre coopératif (Serina-Karsky, 2020), le concept de bien-être se rapproche de la notion de sécurité psychologique utilisée dans le contexte organisationnel (Edmonson, 2003).

Dans le prolongement des paradigmes théoriques précédemment évoqués, la mesure du bien-être peut être envisagée de manière objective par le biais d'indicateurs tels que les ressources ou le contexte de vie, mais également de manière subjective via les ressentis des individus en ce qui concerne leurs expériences (Forgeard et al., 2011). Cette deuxième approche présente un avantage substantiel puisque, d'une part, le répondant est naturellement influencé par le contexte dans lequel il se trouve (prenant ainsi en compte des aspects considérés comme objectifs) mais, d'autre part, ajoute son propre ressenti nécessaire à la compréhension eudémonique du bien-être. En effet, un individu va répondre et se comporter en fonction de sa perception (subjective) de la situation et pas uniquement selon des éléments objectifs.

Pour ce qui est de la modélisation, la littérature scientifique converge vers l'idée que seuls des modèles multidimensionnels sont à même de mesurer adéquatement le bien-être. En effet, les variantes unidimensionnelles sont essentiellement centrées sur la satisfaction de vie et se révèlent donc limitées face à la complexité du bien-être, étant également influencées par les variations d'humeur et incapables de saisir exhaustivement l'expérience vécue par les individus (Kern et al., 2015).

Inversement, les modèles multidimensionnels offrent une meilleure possibilité de capter la complexité du ressenti, notamment en établissant des profils différenciés en fonction de

scores plus ou moins marqués dans les différentes dimensions (Butler et Kern, 2016 ; Kern et al., 2015). Toutefois, il manque clairement un consensus autour des indicateurs à retenir, notamment au regard de leur proximité et de leur complémentarité (Forgeard et al., 2011). Ainsi, de nombreux instruments hétérogènes ont été développés sur la base d'ancrages théoriques divers. Il est tout de même à noter que la majorité de ces outils reposent sur des facteurs dont la sensibilité au contexte culturel est manifeste (Cooke et al., 2016).

Parmi les instruments fréquemment utilisés pour évaluer le bien-être, le modèle PERMA (Seligman, 2011) présente plusieurs atouts notables, particulièrement dans un contexte scolaire. Contrairement à d'autres questionnaires tels que le *Subjective Well-Being Scale* (Goodman et al., 2017) ou l'échelle de bien-être issue du *European Social Survey* (ESS), le PERMA repose sur une approche théorique multidimensionnelle intégrant cinq composantes distinctes bien qu'interdépendantes : *Émotions positives*, *Engagement*, *Relations positives*, *Sens* et *Accomplissement*. Cette structure permet de dépasser une évaluation globale du bien-être, en offrant une lecture plus fine et plus opérationnelle des différents leviers psychosociaux impliqués (Veilleux et al., 2017). Le PERMA se distingue aussi par sa capacité d'adaptation à différentes populations, notamment aux adolescent·e·s, grâce à des versions adaptées et validées et à sa pertinence dans des contextes éducatifs (Coffey et al., 2016 ; Kern et al., 2015). Il s'avère ainsi particulièrement utile pour identifier des profils de forces et de vulnérabilités, favorisant le développement d'interventions ciblées en milieu scolaire. De plus, ses composantes étant évaluables séparément, le PERMA offre une souplesse méthodologique précieuse qui n'est pas toujours possible avec d'autres échelles plus globales ou descriptives.

Dans ce modèle, les *Émotions positives* sont définies comme les sentiments hédoniques en lien avec la joie (Seligman, 2011). Cela sous-tend que les émotions doivent être classifiées par les individus selon leur valence positive ou négative, avant de juger de leur influence sur le bien-être (Butler et Kern, 2016). L'*Engagement* rend compte des liens que l'individu entretient avec son activité dans son institution d'appartenance (entreprise, école, etc.) (Seligman, 2011). Cette dimension est impliquée dans les domaines émotionnels, cognitifs et comportementaux, car elle est notamment associée à la concentration et la focalisation des individus dans la réalisation des tâches (Butler et Kern, 2016). Les *Relations positives* sont directement corrélées au sentiment d'appartenance, englobant le fait de se sentir soutenu·e et d'être satisfait·e des relations entretenues (Seligman, 2011). Cette dimension intègre légitimement la mesure du bien-être car elle permet de réduire la dépression et les symptômes psychopathologiques sur le long terme (Akgün Kostak et al., 2019 ; Shensa et al., 2020) mais permet également, sur le court terme et dans une perspective eudémonique, des comportements propices aux apprentissages en favorisant le développement personnel à travers l'affirmation des valeurs propres à l'individu (Ryff, 1989 ; Ryff et Reyes, 1995). Le *Sens* est la capacité de donner une direction à son existence, selon ses buts et ses valeurs (Steger, 2012), opérationnalisant également le paradigme eudémonique (Ryff et al., 2004). Enfin, l'*Accomplissement* témoigne de l'atteinte des objectifs, de la maîtrise des tâches et de l'efficacité telles que perçues par les individus (Bertieaux et al., 2024 ; Butler et Kern, 2016 ; Seligman, 2011).

En raison de sa pertinence, le PERMA a fait l'objet de nombreuses adaptations dans des contextes socio-culturels variés, notamment auprès du public étudiant et adolescent (Ayse, 2018 ; Coffey et al., 2016 ; Giangrasso, 2021 ; Guimard et al., 2015 ; Kern et al., 2015). Plusieurs études ont ainsi mis en évidence les qualités psychométriques du questionnaire PERMA auprès d'échantillons variés (Coffey et al., 2016). Néanmoins, la structure des

dimensions qui émerge des analyses s'éloigne parfois quelque peu du modèle de base, suggérant ainsi des adaptations nécessaires au contexte. Ainsi, Giangrasso (2021) remet en question les contours de la dimension *Engagement*, qui résulterait de l'influence conjointe de facteurs personnels, contextuels et culturels. Cette observation, déjà relevée par Seligman (2011), suggère que des variables externes pourraient agir sur le score de cette dimension et, plus largement, sur le bien-être individuel. Kern et al. (2015) notent quant à eux que certaines dimensions — en particulier celle du *Sens* — présentent des recouvrements conceptuels susceptibles d'en limiter la validité discriminante.

Outre les travaux visant l'adaptation et la validation du questionnaire, l'utilisation de ce dernier dans la recherche a permis de confirmer que le bien-être est à même de prédire des variables clés telles que la réussite académique, le choix d'orientation, les objectifs d'apprentissage, etc. (Coffey et al., 2016 ; Langford et al., 2014). Plus particulièrement, dans le cadre scolaire, certaines dimensions se dégagent des résultats. Ainsi, un fort *Engagement* diminue en règle générale les comportements perturbateurs et augmente les performances académiques (Bücker et al., 2018). D'ailleurs, l'*Engagement* est corrélé avec l'*Accomplissement*, dimensions entretenant conjointement la persévérance ainsi que l'autodétermination de l'élève (Kern et al., 2015). Par conséquent, l'engagement joue un rôle dans la qualité de vie, en particulier dans le développement personnel des élèves (Danielsen et al., 2009). La dimension des *Relations positives* concerne non seulement les interactions avec les pairs, mais aussi celles entretenues avec les enseignant·e·s, prenant ainsi en compte l'ensemble du climat relationnel au sein de la classe (Guimard et al., 2015) et considérant en même temps l'importance de la socialisation pour l'épanouissement personnel (Diener et Seligman, 2002).

De fait, la place centrale occupée par les relations interpersonnelles dans la compréhension et la mesure du bien-être invite à s'y intéresser tout particulièrement dans le cadre scolaire, et plus spécifiquement au sein du contexte de la classe où se jouent certaines dynamiques particulières. En effet, le sentiment d'intégration dans un collectif de classe, soutenu par des relations interpersonnelles solides (Guimard et al., 2015 ; Seligman, 2011), fournit le soutien social nécessaire pour faire face aux situations difficiles et pour réduire le stress vécu (Taylor, 2011). Dans cette perspective, Cobo-Rendón et al. (2020) montrent que le soutien social – notamment au sein de la classe via les relations amicales – exerce un poids significatif sur le bien-être ressenti. Ainsi, la qualité des liens entretenus avec les pairs, mais aussi avec les enseignant·e·s, apparaît comme un facteur déterminant dans le renforcement du bien-être scolaire (Bacro et al., 2017). Ces éléments laissent dès lors supposer une relation étroite entre le climat relationnel au sein de la classe et la mesure globale du bien-être.

Sur la base des constats concernant la modélisation du bien-être, nous avons jugé pertinent de pouvoir disposer d'une version francophone validée du questionnaire PERMA, destinée à des adolescent·e·s. En outre – et dans l'optique d'avoir un outil permettant une passation rapide – nous avons cherché à établir une version courte. Afin d'atteindre cet objectif, nous envisageons la procédure de validation du questionnaire en trois phases successives. Dans un premier temps, après traduction du matériel, une évaluation de la concordance inter-juges a pour but d'examiner la concordance des jugements relativement à la répartition des items dans les différentes dimensions théoriques du questionnaire (validité de contenu). Cette étape devrait permettre un premier tri parmi les items. Dans un deuxième temps, nous projetons de réaliser une analyse factorielle confirmatoire (AFC) auprès de deux échantillons d'élèves issus d'établissements scolaires différents, afin de tester d'une part

l'ajustement empirique de la structure initiale (validité de structure) mais aussi, d'autre part, la stabilité de la structure dans deux contextes. Finalement, nous nous proposons d'apporter un élément à même d'étayer la validité critérielle de l'outil par le biais de corrélations avec des dimensions du climat de classe. En résumé, le protocole tente d'assurer l'identification robuste des dimensions du questionnaire, tout en garantissant la validité psychométrique de la structure retenue, indépendamment du contexte de passation, par le biais des indices d'ajustement.

2. Méthodologie

2.1. *Élaboration de l'outil*

En partant de la structure et des dimensions de base du modèle PERMA (Seligman, 2011), nous avons entrepris de créer un outil, en reprenant et traduisant librement les deux jeux d'items proposés par Butler et Kern (2016) ainsi que par Chaves et al. (2023). Dans le travail d'adaptation du matériel à une population adolescente francophone en contexte scolaire, nous nous sommes également inspirés d'items issus d'outils de mesure du bien-être développés en français (Guimard et al., 2015 ; Massé et al., 1998). Ces outils – bien que basés sur des modèles différents – présentent des dimensions qui se recoupent avec celles du PERMA. Pour tout le processus d'adaptation de notre questionnaire, nous avons suivi une approche par comité (Sovet et al., 2021) qui nous a permis d'obtenir ainsi une première version francophone de l'outil.

Il faut également préciser que pour ce qui est de la dimension évaluant les relations positives, et parce que nous avons pour objectif de disposer d'un outil à utiliser en contexte scolaire, nous avons pris le parti – à l'instar de Guimard et al. (2015) – de différencier dès le départ les interactions avec les enseignant·e·s de celles avec les pairs.

Lors d'une deuxième étape, et dans l'optique d'assurer une plus grande adéquation du questionnaire au contexte scolaire étudié, nous avons consulté des expert·e·s de terrain issu·e·s des établissements partenaires (enseignant·e·s et membres de directions d'école). Cette démarche a permis de préciser l'outil en considérant les spécificités terminologiques ainsi que des aspects jugés comme significatifs dans l'environnement scolaire concerné. En d'autres termes, certains items ont été reformulés afin d'en améliorer la clarté ou la résonance supposée auprès des élèves, tandis que d'autres ont été ajoutés afin de refléter des aspects spécifiques du vécu des élèves, non couverts par la version originale du questionnaire. Ce sont donc 26 items qui constituent notre questionnaire au terme de cette procédure.

Ensuite, afin de s'assurer de la pertinence des items et de leur adéquation avec les dimensions visées, nous avons sollicité cinq expert·e·s issu·e·s des domaines de l'éducation et de la psychologie. Chacun·e a été invité·e à examiner individuellement l'ensemble du matériel et à indiquer à quelle(s) dimension(s) chaque item devait être apparenté. La consigne offrait également la possibilité d'exprimer un doute sur l'appartenance d'un item à une dimension, évitant par conséquent une catégorisation forcée. Cette démarche vise à renforcer la validité de contenu de l'outil (Haynes et al., 1995), tout en assurant son ancrage empirique dans l'environnement de recherche. Elle s'inscrit dans une perspective

pragmatique et réflexive, attentive aux exigences de fidélité au modèle théorique de référence et de sensibilité contextuelle.

Sur la base des données récoltées, nous avons calculé l'indice de congruence item-dimension I_{ik} (Crocker et Algina, 1986). L'indice permet d'obtenir pour chaque item i et chaque dimension k , un coefficient indiquant dans quelle mesure un item appartient de façon distincte à une dimension donnée. Il constitue ainsi un critère pour identifier les items à caractère clair ou, au contraire, ambigu puisqu'une valeur élevée de I_{ik} (maximum +1) indique un consensus fort des juges sur l'appartenance de l'item à la dimension concernée par rapport aux autres dimensions.

Nous avons également profité de cette démarche pour demander aux expert·e·s de nous faire un retour sur la clarté linguistique et l'accessibilité des items, afin d'assurer la meilleure compréhension possible du matériel. Combinée à la procédure de concordance inter-juges, cette démarche a conduit à une restructuration de l'instrument. En effet, nous sommes aperçus, en examinant les indices de congruence, que les items initialement formulés pour la dimension *Engagement* n'obtenaient pas des scores satisfaisants dans cette dimension et semblaient être – aux yeux des expert·e·s – des indicateurs partiellement adaptés à d'autres dimensions également, notamment *Sens* ou *Accomplissement*. Par conséquent, nous avons délibérément choisi, en raison de ce chevauchement partiel des dimensions, de nous défaire de la dimension *Engagement* qui ne semblait pas avoir un pouvoir discriminant suffisant pour se différencier des autres dimensions.

Afin de suivre notre objectif de valider une version courte du questionnaire – à l'instar de Butler et Kern (2016), Coffey et al. (2016), ainsi que Giangrosso (2021) – nous avons sélectionné, pour chacune des cinq dimensions, les trois items possédant l'indice de congruence item-dimension le plus élevé. Le tableau 1 présente les quinze items regroupés par dimension ainsi que les indices obtenus dans la dimension concernée.

Tableau 1 : Répartition des items dans les dimensions du questionnaire

Items	I_{ik}
Émotions positives	
01. Je me sens plutôt joyeux/se lorsque je suis à l'école.	.91
06. Je me sens positif/ve quand je suis en classe.	.91
11. Dans cette école, je suis heureux/se.	.91
Relations avec les pairs	
02. J'ai beaucoup d'ami·e·s dans l'école.	.87
07. Je suis satisfait·e de mes relations avec mes camarades.	.82
12. Je me sens soutenu·e par mes camarades.	.82
Relations avec les enseignant·e·s	
03. Je me sens apprécié·e par mes enseignant·e·s.	.82
08. À l'école, je me sens respecté·e par mes enseignant·e·s.	.87
13. Je me sens soutenu·e par mes enseignant·e·s.	.85
Sens	

04. Ce que je fais à l'école a du sens pour moi.	.89
09. Je m'applique pour faire mes devoirs.	.82
14. À l'école, je fais des choses qui sont importantes pour moi.	.85
Accomplissement	
05. En classe, j'ai l'impression de progresser.	.87
10. À l'école, j'arrive à atteindre mes objectifs.	.85
15. Dans mes apprentissages, j'arrive à faire face aux difficultés.	.87

La consigne préparée pour le questionnaire est la suivante : « À quel pourcentage ces affirmations correspondent à ce que tu ressens ? Coche la case qui correspond le mieux à ce que tu penses. ». L'objectif affiché est de centrer explicitement le questionnement sur le bien-être de l'élève à l'école, mais également dans le contexte plus particulier de la classe. Les élèves répondent aux items selon une échelle de type Likert en 11 points allant de « 0% – pas du tout » à « 100% – totalement ». Nous avons ainsi repris – même si cela peut être méthodologiquement contestable – le grand nombre de modalités de réponses du PERMA. En effet, si un tel nombre de modalités ne permet pas forcément d'améliorer la sensibilité de la mesure (Schwarz et al., 1991), les réponses à donner en pourcentage permettent une meilleure intelligibilité pour les répondant·e·s.

2.2. Échantillons

Le service cantonal en charge de la conduite pédagogique et de la gestion de l'enseignement à l'école obligatoire ainsi que les deux établissements scolaires concernés ont donné leur accord pour la récolte des données. Les élèves ayant participé à l'étude appartiennent à des classes des trois dernières années de la scolarité obligatoire, soit les 9^e, 10^e, et 11^e années. Bien que réalisée durant le temps de classe, la participation des élèves n'était pas obligatoire, les laissant libres de répondre au questionnaire.

La passation a été rendue possible par le biais d'un logiciel permettant de garantir l'anonymat des données récoltées. Les élèves des classes retenues ont ainsi pu répondre au questionnaire dans le cadre scolaire en présence de leur enseignant·e qui était à disposition pour répondre, le cas échéant, à des questions de compréhension des items.

La première récolte de données concerne 315 élèves (17 classes) du même établissement scolaire de l'enseignement secondaire en Suisse romande. L'échantillon comprend 48% de garçons et 52% de filles. La moyenne d'âge est de 13.9 ans ($SD = 1.0$). La répartition des élèves dans les différents types de classes (à degrés d'exigence variable) est représentative de ce qui peut être observé au niveau de l'établissement.

Le second échantillon est constitué de 666 élèves appartenant à 41 classes d'un autre établissement de la même région. Il comprend 51% de garçons et 49% de filles, avec une moyenne d'âge de 14.0 ans ($SD = 1.1$). Ici également, nous nous sommes assurés, dans la sélection des classes, de viser une représentativité des types de classes pour éviter tout biais d'échantillonnage.

Le choix de mobiliser deux échantillons provenant d'établissements scolaires distincts repose sur deux considérations principales. Premièrement, la taille de ces deux échantillons est suffisamment grande pour garantir la qualité des résultats issus des analyses factorielles

envisagées, respectant ainsi les recommandations de Hair et al. (2009). Ces auteurs préconisent en effet un ratio de plus de 10 participant·e·s par variable observée. Deuxièmement, puisque le questionnaire est fondé sur une autoévaluation subjective des participant·e·s et que leurs réponses peuvent être influencées par l'environnement scolaire spécifique dans lequel les élèves évoluent, la démarche permet de souligner la généralisabilité des résultats tout en limitant les effets institutionnels potentiels. Ainsi, par cette démarche, nous souhaitons diminuer le risque d'un éventuel biais de contexte dans la mise en évidence de la structure.

2.3. Mesures additionnelles

Afin de pouvoir obtenir des indices relatifs à la validité critérielle, nous avons ajouté des mesures de relations interpersonnelles au sein de la classe. Nous avons en effet repris les deux dimensions – constituées chacune de six items – d'un questionnaire permettant l'évaluation du climat social de la classe auprès d'adolescent·e·s (Bapst et al. 2023), à savoir la *Cohésion du groupe-classe* et la *Proximité des enseignant·e·s*. Ces deux dimensions permettent ainsi de mesurer la manière dont les élèves appréhendent les relations au sein de leur classe. Leurs items (douze au total) sont des affirmations évaluées sur une échelle de type Likert allant de 0 (Pas du tout d'accord) à 5 (Tout à fait d'accord). Les coefficients d'homogénéité interne obtenus (*a de Cronbach*) sont satisfaisants compte tenu de la couverture thématique relativement large de chaque dimension : .78 pour la *Cohésion du groupe-classe* et .67 pour la *Proximité des enseignant·e·s* (.66 et .68 chez Bapst et al., 2023). Ces mesures additionnelles n'ont été administrées que dans l'un des deux échantillons (celui de 315 élèves). Ce choix s'inscrit dans une démarche méthodologique en deux parties : un des échantillons a pour objectif d'examiner la validité critérielle du questionnaire en le reliant à des indicateurs du climat social de la classe, tandis que l'autre (d'effectif plus important) est destiné à l'analyse confirmatoire de la structure du nouvel instrument. L'ajout de mesures du climat social de classe ne concerne donc qu'un échantillon. Ceci permet ainsi de limiter d'éventuels effets de contexte, liés à la multiplication des échelles lors de la phase confirmatoire.

3. Résultats des analyses factorielles confirmatoires

Deux analyses factorielles confirmatoires (AFC) ont été conduites successivement afin de confirmer la validité de la structure du questionnaire. Nous avons alors eu recours au logiciel AMOS pour calculer les différents indices d'adéquation. La figure 1 présente le modèle obtenu avec des coefficients de saturation standardisés (premier échantillon/second échantillon). Des modèles alternatifs ont également été testés (notamment celui proposant les cinq dimensions sur un seul niveau), mais le modèle structurant le facteur *Relations positives* en deux dimensions distinctes – *Pairs* et *Enseignants* – a présenté les meilleurs indices d'ajustement ainsi qu'une stabilité supérieure entre les deux analyses menées sur des échantillons distincts.

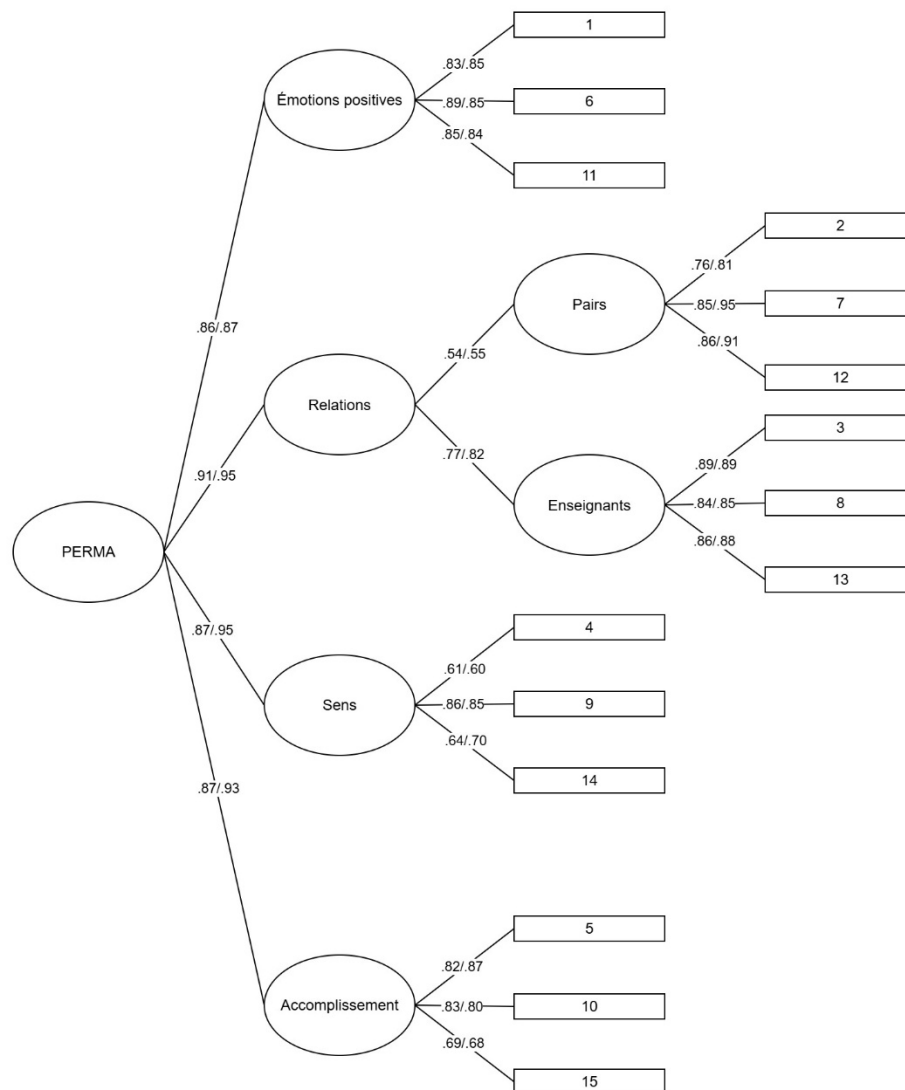


Figure 1 : Modèle de la structure du questionnaire après la première analyse factorielle confirmatoire

Afin de démontrer la pertinence du modèle proposé au regard des données collectées, nous avons complété l'examen des saturations factorielles (Figure 1) par l'analyse de plusieurs indices d'ajustement. Conformément aux recommandations méthodologiques actuelles (Kline, 2023), nous avons mobilisé à la fois des indicateurs absolus, incrémentaux et de parcimonie. Dans cette idée, nous nous sommes appuyés sur les indices *SRMR* (*Standardized Root Mean Square Residual*) et *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Approximation*) qui permettent de juger de l'ajustement global du modèle aux covariances observées. En outre, le *CFI* (*Comparative Fit Index*) et le *TLI* (*Tucker-Lewis Index*) offrent une lecture comparative de notre outil en évaluant le gain d'ajustement par rapport à un modèle de référence sans relations latentes. Enfin, le rapport du *chi carré* aux degrés de liberté (χ^2/ddl) a été retenu pour tenir compte de la complexité du modèle en lien avec sa capacité explicative (Schreiber et al., 2006 ; Sharma et al., 2005). Ce choix d'indicateurs variés vise à garantir une évaluation rigoureuse et multidimensionnelle de l'ajustement, dans un contexte

où les critères à privilégier pour une analyse factorielle confirmatoire demeurent discutés dans la littérature (Sathyanarayana et Mohanasundaram, 2024 ; Stone, 2021).

Nos résultats démontrent un bon, voire un très bon ajustement pour les indicateurs retenus (Tableau 2) en comparaison aux valeurs seuils et soulignent également la stabilité de la structure proposée.

Tableau 2 : Valeurs des indicateurs concernant l'ajustement du modèle aux données

Indicateurs	Valeurs seuils	Echantillon 1	Echantillon 2
χ^2/dof	< 5.00	2.24	1.94
<i>RMSEA</i>	< 0.08	0.06	0.04
<i>SRMR</i>	< 0.10	0.04	0.03
<i>CFI</i>	> 0.90	0.97	0.99
<i>TLI</i>	> 0.90	0.96	0.99

Les analyses menées montrent que la structure factorielle demeure identique entre ces deux échantillons issus d'environnements scolaires différents. Ceci confirme donc que le modèle proposé (et la structure des dimensions qui le composent) ne dépend pas des spécificités institutionnelles propres à un établissement. Cette stabilité observée suggère que les buts perçus par les élèves, tels que mesurés dans notre modèle, ne sont pas uniquement façonnés par les particularités locales de chaque contexte scolaire, mais reflètent bien des dimensions plus générales et robustes du climat motivationnel. En d'autres termes, le modèle conserve sa cohérence au-delà des variations liées aux pratiques pédagogiques ou aux cultures d'établissement, renforçant ainsi sa validité et sa généralisabilité dans des contextes éducatifs variés.

Nous avons également calculé les indices d'homogénéité interne de chaque dimension auprès des deux échantillons (Tableau 3). Les coefficients trouvés – notamment au regard du faible nombre d'items dans chacune des dimensions – indiquent une excellente consistance de nos mesures. De plus, la similarité des coefficients observés entre les deux échantillons met en évidence non seulement la fidélité de l'outil, mais aussi la stabilité de la qualité des mesures dans des contextes de passation distincts.

Tableau 3 : Homogénéité interne (alpha de Cronbach) des dimensions

Dimension	Nombre d'items	Échantillon 1	Échantillon 2
Émotions positives	3	.87	.89
Relations avec les pairs	3	.87	.87
Relations avec les enseignant·e·s	3	.89	.91

Sens	3	.78	.75
Accomplissement	3	.83	.83

4. Validité critérielle

Le Tableau 4 présente les corrélations entre les dimensions *Relations avec les pairs* et *Relations avec les enseignant·e·s* de notre version adaptée du PERMA et celles additionnelles provenant de mesures du climat social de classe (*Cohésion du groupe classe* et *Proximité des enseignant·e·s*).

Tableau 4 : Corrélations entre PERMA adapté et mesures additionnelles ($n = 315$)

	Cohésion du groupe classe	Proximité des enseignant·e·s
Relations avec les pairs	.65	.29
Relations avec les enseignant·e·s	.36	.61

Corrélations toutes significatives à $p < .01$

Les corrélations apparaissent comme fortes entre les mesures correspondantes, mais plutôt faibles entre les mesures croisées. Ainsi, les élèves qui estiment avoir de bonnes relations avec leurs pairs sont également ceux qui perçoivent dans leur classe une bonne cohésion entre eux/elles (40% de variance commune). De manière similaire, les élèves qui indiquent avoir des interactions positives avec leurs enseignant·e·s évaluent plus favorablement la proximité des enseignant·e·s dans le contexte particulier de leur climat de classe (41% de variance commune). Les mesures ne sont cependant pas similaires puisque le questionnaire du bien-être demande à l'élève de se positionner individuellement sur ses relations, alors que les deux mesures issues du climat social de la classe l'interrogent sur sa perception de la dynamique générale (et non individuelle) au sein de la classe. Ces coefficients de corrélation apportent donc des éléments à mettre au bénéfice de la validité critérielle de notre questionnaire.

5. Discussion et conclusion

Comme l'appuient les analyses menées dans cette recherche, nous proposons une version courte et validée du questionnaire PERMA de Seligman (2011) adaptée à des adolescent·e·s francophones en contexte scolaire. Bien que cette version s'écarte de la structure factorielle initiale, nos résultats concordent avec d'autres travaux ayant eux aussi mis en évidence des différences structurelles lorsqu'il s'agit de populations adolescentes (Ayse, 2018 ; Coffey et al., 2016 ; Giangrasso, 2021 ; Guimard et al., 2015 ; Kern et al., 2015).

Notre version du questionnaire – plus concise que l'originale proposant 23 items (Butler et Kern, 2016) – a été élaborée à partir d'une procédure de concordance inter-juges portant sur la sélection des items, puis validée auprès de deux échantillons totalisant près de 1000 élèves. Les 15 items ainsi retenus sont organisés en cinq dimensions, dont la stabilité structurelle et la consistance interne ont été confirmées par deux analyses factorielles confirmatoires successives.

Parmi les dimensions finales, les *Émotions positives* évaluent principalement les ressentis positifs des élèves tels que la joie ou le bonheur associés à l'école. Cette dimension s'avère ainsi très proche de la version originale et possède une très bonne homogénéité interne. Il s'agit d'une dimension centrale du bien-être se focalisant sur l'état affectif de l'élève. La dimension *Accomplissement* porte quant à elle sur le sentiment de progresser dans ses apprentissages, notamment à travers la capacité à surmonter les difficultés rencontrées et à atteindre ses objectifs personnels. Les items de cette dimension sont tout à fait consistants en se différenciant néanmoins de ceux de la version originale en raison de précisions apportées quant au contexte dans lequel l'élève s'autoévalue, à savoir le contexte scolaire.

La dimension *Relations positives* de la version originale se trouve subdivisée en deux sous-dimensions distinctes : les *Relations avec les pairs* et les *Relations avec les enseignant·e·s*. Les items de ces sous-dimensions portent sur la qualité des interactions entretenues en classe au regard du sentiment de satisfaction qui en découle tout comme du soutien social perçu au sein de ce contexte scolaire. Cette distinction offre notamment la possibilité d'identifier plus finement les leviers à mobiliser pour favoriser le bien-être des élèves. Elle est étayée en outre par les résultats de l'analyse de validité critérielle qui montrent que les aspects relationnels du bien-être sont en adéquation avec la perception des interactions perçues au sein de la classe, tant en ce qui concerne la cohésion entre élèves que la proximité des enseignant·e·s.

La mesure du bien-être réalisée par le biais de cette version adaptée du PERMA – en ce qui concerne en particulier ses dimensions sociales – se distingue des outils existants centrés exclusivement sur le climat social de classe (Dorman, 2003 ; Moos et Trickett, 1987). En effet, alors que le bien-être reste une mesure individuelle pour laquelle aucun consensus n'est attendu au sein d'un groupe ou d'une classe par exemple, les mesures du climat social de la classe justifient en partie leur qualité par le fait que les scores obtenus présentent des dispersions intra-classes bien plus faibles qu'une dispersion interclasses. En d'autres termes, ces mesures tablent sur le fait qu'en dépit de quelques divergences de perception attendues entre élèves, le climat de classe est appréhendé par les élèves d'une même classe de manière globalement similaire (McRobbie et al. 1998). Levy et al. (2003) indiquent que, dans de telles mesures, le pourcentage de variance imputable à l'enseignant·e se situe généralement entre 20 à 40%, le reste découlant notamment des caractéristiques propres à chaque élève et généralement considérée comme variance d'erreur. Par conséquent, les pourcentages de variance commune que nous avons trouvés (41% et 40%) sont parfaitement cohérents avec les constats menés dans d'autres recherches.

En outre, les corrélations observées entre bien-être et climat social de classe (voir tableau 2) présentent, en valeur absolue, une intensité comparable à celles rapportées dans d'autres travaux (p.ex. Butler et Kern, 2016 ; Giangrosso, 2021). La corrélation forte entre les relations entre pairs et la cohésion perçue au sein du groupe classe détermine la place du collectif dans le ressenti des élèves à l'école, environnement dans lequel autrui revêt une importance toute particulière dans l'image de soi et le développement identitaire (Guimard et al., 2015). Cobo-Rendón et al. (2020) vont également dans le sens de ces affirmations en mettant en évidence des associations d'un ordre de grandeur similaire entre bien-être et soutien social.

Par ailleurs, la corrélation marquée entre les relations entretenues avec les enseignant·e·s et la proximité perçue par leurs élèves dénote tout autant leur implication dans le bien-être des adolescent·e·s. Dans le sillage d'études précédentes soulignant que le soutien de

l'enseignant est un prédicteur du bien-être des élèves (Danielsen et al., 2009), cette recherche met une nouvelle fois en exergue l'importance de la disponibilité, de l'écoute et du caractère bienveillant des enseignant·e·s vis-à-vis de leurs élèves (Cobo-Rendón et al., 2020). Une telle attitude semble bénéfique pour le vécu des élèves tout en garantissant des conditions d'apprentissage favorables au développement des connaissances et compétences.

Finalement, la dimension *Sens* a été modifiée, notamment en intégrant un item issu de la dimension *Engagement* de la version originale. Comme le montrent les travaux de Kern et al. (2015), la dimension *Sens* apparaît trop proche d'autres dimensions pour être maintenue en l'état dans un questionnaire destiné aux adolescent·e·s. Conformément à l'approche sociocognitive de la motivation (Viau, 1994), le sens donné à l'activité d'apprentissage détermine de manière importante l'engagement dans la tâche. Par conséquent, il est compréhensible que, pour des élèves se trouvant dans les degrés de la scolarité obligatoire, ces deux concepts – bien que théoriquement distincts – soient suffisamment proches dans leur vécu pour empêcher leur discrimination lors des mesures. Il semble alors nécessaire de tenir compte de ce constat dans la structure finale de la version proposée ici.

L'ensemble des résultats obtenus dans le cadre de notre étude – qu'il s'agisse de la procédure d'accord inter-juges, des analyses factorielles confirmatoires, de l'homogénéité interne ou de l'analyse de validité critérielle – témoigne de la robustesse et de la cohérence interne de l'outil que nous proposons pour mesurer le bien-être des adolescent·e·s en contexte scolaire. La convergence de ces résultats avec ceux rapportés dans des contextes de recherche similaires et auprès de différentes populations adolescentes renforce par ailleurs la validité externe de l'instrument, en suggérant que sa structure et ses dimensions sont stables au-delà des seuls échantillons testés. Ainsi, notre adaptation du modèle PERMA apparaît non seulement fidèle à ses fondements théoriques, mais également adaptée aux spécificités de la population scolaire francophone.

Cette étude présente plusieurs limites qu'il faut expliciter. Tout d'abord, les échantillons de l'étude font partie intégrante du même système scolaire francophone. La mesure du bien-être ayant une sensibilité culturelle (Cooke et al., 2016) cette influence contextuelle pourrait affecter les résultats obtenus. Ensuite, si la réduction du nombre d'items facilite l'administration et la compréhension du questionnaire par les participant·e·s, cela peut néanmoins entraîner une réduction de la couverture conceptuelle des dimensions composant l'outil, impactant la précision des mesures. Il est également nécessaire de préciser que l'adaptation du questionnaire qui est faite ici se concentre sur ce qui est perçu au sein de la classe. Le ressenti émotionnel, la qualité des relations tout comme le sentiment d'accomplissement peuvent néanmoins se manifester dans des domaines extrascolaires qui contribuent également au bien-être général de l'adolescent·e. Nous avons ainsi opté pour une mesure ciblée dont la délimitation au contexte scolaire évite toute ambiguïté sur la portée des items. Enfin, la validité critérielle réalisée au cours de l'étude peut être qualifiée de partielle car menée avec un échantillon de plus de 300 élèves ; elle ne concerne que deux des cinq dimensions du modèle. Cette lacune méthodologique mériterait d'être comblée par d'autres récoltes de données prenant en compte, par exemple, des mesures d'affects ou de motivation pour les apprentissages scolaires.

Au-delà de ces résultats, cette adaptation du modèle PERMA ouvre des perspectives concrètes non seulement pour la recherche, mais également pour les enseignant·e·s. Les mesures récoltées par le biais de ce questionnaire permettent en effet de repérer les aspects

du bien-être nécessitant une attention particulière. Ils invitent également à réfléchir à des interventions ciblées sur le climat social de la classe, en reconnaissant son rôle pour le bien-être des adolescent·e·s et, par extension, pour leur réussite et leur engagement scolaire. Enfin, l'articulation entre le bien-être mesuré par le questionnaire et d'autres variables scolaires (comme la réussite académique ou l'absentéisme) pourrait être approfondie, offrant aussi des pistes concrètes pour les pratiques pédagogiques et les politiques éducatives visant à favoriser le bien-être des élèves.

6. Références bibliographiques

- Akgün Kostak, M., Dindar, İ., et Zafer Dinçkol, R. (2019). Loneliness, depression, social support levels, and other factors involving the internet use of high school students in Turkey. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 17(6), 1521–1534. <https://doi.org/10.1007/s11469-018-9927-3>
- Ayşe, E. B. (2018). Adaptation of the PERMA well-being scale into Turkish: Validity and reliability studies. *Educational Research and Reviews*, 13(4), 129–135. <http://dx.doi.org/10.5897/ERR2017.3435>
- Bacro, F., Guimard, P., Florin, A., Ferrière, S., et Gaudonville, T. (2017). Bien-être perçu, performances scolaires et qualité de vie des enfants à l'école et au collège : étude longitudinale. *Enfance*, 1(1), 61–80. <https://doi.org/10.3917/enf1.171.0061>
- Bapst, M.S., Genoud, P.A., et Hascoët, M. (2023). Taking a step towards understanding interactions between teacher efficacy in behavior management and the social learning environment. A two-level multilevel analysis. *European Journal of Psychology of Education*, 38, 1129–1144. <https://doi.org/10.1007/s10212-022-00647-4>
- Bertieaux, D., Goyette, N., et Duroisin, N. (2024). Capital psychologique et bien-être PERMA des enseignants de Fédération Wallonie-Bruxelles : une aide à la réflexion autour du développement du bien-être des enseignants. *Formation et profession*, 32(2), 1–15. <https://doi.org/10.18162/fp.2024.854>
- Bücker, S., Nuraydin, S., Simonsmeier, B. A., Schneider, M., et Luhmann, M. (2018). Subjective well-being and academic achievement: A meta-analysis. *Journal of Research in Personality*, 74, 83–94. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2018.02.007>
- Butler, J., et Kern, M. L. (2016). The PERMA-Profiler: A brief multidimensional measure of flourishing. *International Journal of Wellbeing*, 6(3), 1–48. <https://doi.org/10.5502/ijw.v6i3.526>
- Chaves, C., Ballesteros-Valdés, R., Madrdejos, E., et Charles-Leija, H. (2023). Perma-profiler for the evaluation of well-being: Adaptation and validation in a sample of university students and employees in the mexican educational context. *Applied Research in Quality of Life*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1007/s11482-022-10132-1>
- Cobo-Rendón, R., López-Angulo, Y., Pérez-Villalobos, M. V., et Díaz-Mujica, A. (2020). Perceived Social Support and Its Effects on Changes in the Affective and Eudaimonic Well-Being of Chilean University Students. *Frontiers in Psychology*, 11, 590513. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.590513>

- Coffey, J. K., Wray-Lake, L., Mashek, D., et Branand, B. (2016). A multi-study examination of well-being theory in college and community samples. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*, 17(1), 187–211. <https://doi.org/10.1007/s10902-014-9590-8>
- Collange, J., Gaucher, R., George, M., Saunder, L., et Albert, E. (2017). Mesurer le bien-être au travail : construction et validation factorielle du BET. *Archives des Maladies Professionnelles et de l'Environnement*, 78(1), 27–36. <https://doi.org/10.1016/j.admp.2016.07.003>
- Cooke, P. J., Melchert, T. P., et Connor, K. (2016). Measuring Well-Being: A Review of Instruments. *The Counseling Psychologist*, 44(5), 730–757. <https://doi.org/10.1177/0011000016633507>
- Danielsen, A. G., Samdal, O., Hetland, J., et Wold, B. (2009). School-related social support and students' perceived life satisfaction. *The Journal of Educational Research*, 102(4), 303–318. <https://doi.org/10.3200/JOER.102.4.303-320>
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542–575.
- Diener, E. (2006). Guidelines for national indicators of subjective well-being and ill-being. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*, 7(4), 397–404. <https://doi.org/10.1007/s10902-006-9000-y>
- Diener, E., Oishi, S., et Lucas, R. E. (2003). Personality, culture, and subjective well-being: emotional and cognitive evaluations of life. *Annual Review of Psychology*, 54, 403–425. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.54.101601.145056>
- Diener, E., et Seligman, M. E. P. (2002). Very happy people. *Psychological Science*, 13(1), 81–84. <https://doi.org/10.1111/1467-9280.00415>
- Doré, I. et Caron, J. (2017). Santé mentale : concepts, mesures et déterminants. *Santé mentale au Québec*, 42(1), 125–145. <https://doi.org/10.7202/1040247ar>
- Dorman, J. P. (2003). Cross-national validation of the What Is Happening In this Class? (WIHIC) questionnaire using confirmatory factor analysis. *Learning Environments Research*, 6(3), 231–245. <https://doi.org/10.1023/a:1027355123577>
- Forgeard, M. J. C., Jayawickreme, E., Kern, M. et Seligman, M. E. P. (2011). Doing the right thing: Measuring wellbeing for public policy. *International Journal of Wellbeing*, 1(1), 79–106. <http://dx.doi.org/10.5502/ijw.v1i1.15>
- Giangrasso, B. (2021). Psychometric properties of the PERMA-Profiler as hedonic and eudaimonic well-being measure in an Italian context. *Current Psychology: A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues*, 40(3), 1175–1184. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-0040-3>
- Goodman, F. R., Disabato, D. J., Kashdan, T. B., et Kauffman, S. B. (2018). Measuring well-being: A comparison of subjective well-being and PERMA. *The Journal of Positive Psychology*, 13(4), 321–332. <https://doi.org/10.1080/17439760.2017.1388434>

- Guimard, P., Bacro, F., et Florin, A. (2014). Evaluer la satisfaction scolaire et le bien-être des élèves à l'école et au collège. Dans P. Guimard et C. Sellenet (dir.). *L'évaluation des besoins des enfants et leur qualité de vie* (p. 87–112). L'Harmattan.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., et Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis* (7e éd.). Pearson Prentice Hall.
- Haynes, S. N., Richard, D. C. S., et Kubany, E. S. (1995). Content validity in psychological assessment: A functional approach to concepts and methods. *Psychological Assessment*, 7(3), 238–247. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.238>
- Kern, M. L., Waters, L. E., Adler, A., et White, M. A. (2015). A multidimensional approach to measuring well-being in students: Application of the PERMA framework. *The journal of positive psychology*, 10(3), 262–271. <https://doi.org/10.1080/17439760.2014.936962>
- Langford, R., Bonell, C. P., Jones, H. E., Poulou, T., Murphy, S. M., Waters, E., Komro, K. A., Gibbs, L. F., Magnus, D., et Campbell, R. (2014). The WHO Health Promoting School framework for improving the health and well-being of students and their academic achievement. *The Cochrane database of systematic reviews*, 2014(4), CD008958. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD008958.pub2>
- Levy, J., Den Brok, P., Wubbels, T., et Brekelmans, M. (2003). Students' perception of interpersonal aspects of the learning environment. *Learning Environments Research*, 6(1), 5–36. <https://doi.org/10.1023/a:1022967927037>
- Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S., et Battaglini, A. (1998). The structure of mental health: Higher-order confirmatory factor analyses of psychological distress and well-being measures. *Social Indicators Research*, 45(1), 475–504. <https://doi.org/10.1023/A:1006992032387>
- McRobbie, C. J., Fisher, D. L., et Wong, A. F. (1998). Personal and class forms of classroom environment instruments. Dans B. J. Fraser et K. G. Tobin (dir.), *International handbook of science education (part 1)* (p. 581–594). Kluwer Academic Publishers.
- Moos, R. H., et Trickett, E. J. (1987). *Classroom environment scale manual* (2e éd.). Consulting Psychologists Press.
- Organisation Mondiale de la Santé. (2004). Rapport sur la santé dans le monde : 2004 : changer le cours de l'histoire. *Organisation mondiale de la Santé*. <https://iris.who.int/handle/10665/42935>
- Ryan, R. M., et Deci, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology*, 52, 141–166. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.141>
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069–1081. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>

- Ryff, C. D., et Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719–727. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.4.719>
- Ryff, C. D., Singer, B. H., et Diener Love, G. (2004). Positive health: connecting well-being with biology. *Philosophical transactions of the Royal Society of London. Series B, Biological sciences*, 359(1449), 1383–1394. <https://doi.org/10.1098/rstb.2004.1521>
- Sathyanarayana, S., et Mohanasundaram, T. (2024). Fit Indices in Structural Equation Modeling and Confirmatory Factor Analysis: Reporting Guidelines. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 24(7), 561–577. <https://doi.org/10.9734/ajeaba/2024/v24i71430>
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A., et Barlow, E. A. (2006). Reporting Structural Equation Modeling and Confirmatory Factor Analysis Results: A Review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323–337. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Schwarz, N., Knäuper, B., Hippler, H.-J., Noelle-Neumann, E., et Clark, L. (1991). Rating Scales: Numeric values may change the meaning of scale labels. *Public Opinion Quarterly*, 55, 570–582. <https://doi.org/10.1086/269282>
- Seligman, M. E. P. (2011). *Flourish: A visionary new understanding of happiness and well-being*. Free Press.
- Serina-Karsky, F. (2020). Bonheur et Éducation nouvelle. Dans F. Durpaire (dir.), *Histoire mondiale du bonheur* (p. 209–213). Le Cherche-Midi.
- Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A., et Dillon, W. R. (2005). A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models. *Journal of Business Research*, 58(7), 935–943. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2003.10.007>
- Shensa, A., Sidani, J. E., Hoffman, B. L., Escobar-Viera, C. G., Melcher, E. M., Primack, B. A., Myers, S. P., et Burke, J. G. (2021). Positive and negative social media experiences among young adults with and without depressive symptoms. *Journal of Technology in Behavioral Science*, 6(2), 378–387. <https://doi.org/10.1007/s41347-020-00175-2>
- Sovet, L., Atitsogbe, K., et Van de Vijver, F. (2021). Traduction et adaptation des tests psychologiques. Dans J. Rossier (dir.), *L'évaluation psychologique en contexte multilingue et multiculturel : Questions et enjeux* (p. 135–155). Mardaga.
- Steger, M. F. (2012). Experiencing meaning in life: Optimal functioning at the nexus of well-being, psychopathology, and spirituality. Dans P. T. P. Wong (dir.), *The human quest for meaning: Theories, research, and applications* (2e éd., p. 165–184). Routledge/Taylor et Francis Group.
- Stephoe, A., Deaton, A., et Stone, A. A. (2015). Subjective wellbeing, health, and ageing. *Lancet*, 385(9968), 640–648. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)61489-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61489-0)
- Stone B. M. (2021). The Ethical Use of Fit Indices in Structural Equation Modeling: Recommendations for Psychologists. *Frontiers in Psychology*, 12, 783226. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.783226>

- Veilleux, M., Mandeville, L., et Morin, K. (2017). Le bonheur des gens heureux. *Revue québécoise de psychologie*, 38(1), 103–128. <https://doi.org/10.7202/1040072ar>
- Viau, R. (1997). *La motivation en contexte scolaire*. De Boeck et Larcier.

7. Annexes

Questionnaire

À quel pourcentage ces affirmations correspondent à ce que tu ressens ?

1.	Je me sens plutôt joyeux/se lorsque je suis à l'école.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
2.	J'ai beaucoup d'ami·e·s dans l'école.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
3.	Je me sens apprécié·e par mes enseignant·e·s.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
4.	Ce que je fais à l'école a du sens pour moi.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
5.	En classe, j'ai l'impression de progresser.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
6.	Je me sens positif/ve quand je suis en classe.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
7.	Je suis satisfait·e de mes relations avec mes camarades.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
8.	À l'école, je me sens respecté·e par mes enseignant·e·s.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
9.	Je m'applique pour faire mes devoirs.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
10.	À l'école, j'arrive à atteindre mes objectifs.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
11.	Dans cette école, je suis heureux/se.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
12.	Je me sens soutenu·e par mes camarades.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
13.	Je me sens soutenu·e par mes enseignant·e·s.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
14.	À l'école, je fais des choses qui sont importantes pour moi.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%
15.	Dans mes apprentissages, j'arrive à faire face aux difficultés.	☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ ☐ 0% 10% 20% 30% 40% 50% 60% 70% 80% 90% 100%