

**Une analyse des propriétés de l'échelle de mesure
des manifestations du bien-être psychologique auprès
d'étudiants français inscrits en première année
d'études de santé et en odontologie¹.**

**Analysis of the measurement scale properties for
manifestations of psychological well-being among
french students enrolled in their first year of health
and dentistry studies**

**Análise das propriedades da escala de medida
das manifestações do bem-estar psicológico entre
estudantes franceses matriculados no primeiro ano
de estudos de saúde e odontologia.**

Pauline Mourlon

Nantes Université

Lise Blanchard

Nantes Université

Tanguy Guenneugues

Nantes Université

Philippine Loustaunau

Nantes Université

Fabienne Jordana

ID ORCID: 0000-0002-3605-0195

Nantes Université

Benedicte Enkel

ID ORCID: 0000-0002-4811-4723

Nantes Université

Gilles Guihard

ID ORCID: 0000-0002-2159-6830

Nantes Université

-
1. Éthique de la recherche : Le protocole de l'étude a été élaboré en accord avec les principes de la déclaration d'Helsinki (1964) et de ses modifications ultérieures. Le comité local d'éthique de l'Université de Nantes a approuvé les buts et les méthodes (n° IRB : CERNI25032021 et IORG0011023). Financement : Cette recherche n'a bénéficié d'aucun soutien financier public ou privé. Disponibilité des données : Les données correspondant à cette étude sont disponibles sur Mendeley Data à l'adresse suivante : <https://data.mendeley.com/datasets/j8jts4hjb4/1>



MOTS CLÉS : bien-être psychologique, invariance de la mesure, résilience, santé mentale, stress perçu

L'évaluation du bien-être des étudiants fait l'objet de nombreuses recherches de la part des universités. Toutefois, il existe peu de données concernant la mesure du bien-être chez des étudiants inscrits en formation de santé en France. Ici, les propriétés de l'échelle de mesure de la manifestation du bien-être psychologique (EMMBEP) ont été réanalysées dans trois échantillons d'étudiants inscrits en formation de santé. Les résultats ont montré que 23 items contribuaient à la mesure du bien-être. Ces items reflétaient une structure à trois facteurs. L'échelle et ses facteurs présentaient une très bonne cohérence interne et était invariante selon le sexe ou la formation académique. En conclusion, ce travail fournit de bons arguments pour considérer l'EMMBEP23 comme un instrument de mesure fidèle et satisfaisant plusieurs critères de validité de construit. Par ailleurs, il suggère que la structure du bien-être a évolué; les causes de ce changement sont discutées.

KEY WORDS: measurement invariance, mental health, perceived stress, psychological well-being, resilience

The evaluation of well-being is currently the focus of academic attention. However, little research has been done on measuring well-being among students enrolled in healthcare training in France. Moreover, the properties of the instruments used to measure well-being were determined by interviewing individuals born before 1980. Here, the properties of the scale for measuring the manifestation of psychological well-being (EMMBEP) were reanalyzed in 3 samples of students recently enrolled in health training. The results show that 23 items contributed to the measurement of well-being. These items reflected 3 factors including 'self-confidence and self-control', 'social skills' and 'a balanced and attractive life'. The scale exhibits a very good internal consistency and the structure was invariant regarding cis-gender and academic background. In conclusion, this work provides good arguments for considering the EMMBEP23 as a reliable measurement instrument that satisfies several construct validity criteria. It also suggests that the structure of well-being has evolved, and the causes of this change are discussed.

PALAVRAS-CHAVE: bem-estar psicológico, invariância da medida, resiliência, saúde mental, stress percebido

A avaliação do bem-estar dos estudantes tem atraído a atenção das universidades, mas poucas investigações analisaram a medição do bem-estar em estudantes matriculados em cursos da área da saúde em França, sobretudo com pessoas nascidas depois de 1980. Neste estudo, as propriedades da Escala de Medição da Manifestação do Bem-Estar Psicológico (EMMBEP) foram reanalisadas em três amostras de estudantes recém-matriculados em cursos da área da saúde. Os resultados indicaram que 23 itens contribuíam para a medição do bem-estar. Após análises fatoriais exploratória e confirmatória, foi proposta uma estrutura com três fatores: autoconfiança e autocontrolo, competências sociais e uma vida equilibrada e atraente. Esta estrutura apresentou excelente consistência interna e foi invariante em relação ao sexo e à formação académica, fornecendo fortes evidências para considerar a EMMBEP-23 confiável e válida. Além disso, sugere que a estrutura do bem-estar tem evoluído, e as razões para essa mudança são discutidas.

Introduction et contexte théorique

Le bien-être

Selon l'Organisation mondiale de la santé (OMS), la santé mentale correspond à «un état de bien-être dans lequel un individu réalise son potentiel, fait face au stress normal de la vie, travaille de manière productive et fructueuse, et contribue à sa communauté» (WHO, 2005). Il n'existe pas de définition universellement acceptée du bien-être. Néanmoins, deux modèles constituent des références dans la littérature : un modèle hédonique reliant le bien-être à la notion de plaisir et de satisfaction de désirs (revue dans Ryan et Deci, 2001) et un modèle eudémonique reliant le bien-être aux potentialités individuelles et au développement personnel (revue dans Ryan et Deci, 2001).

Ces deux modèles s'ancrent aisément dans une approche biopsychosociale (BPS) (revue dans Bolton, 2020) qui constitue une option à l'abord biomédical pour une interprétation de l'état de bien-être. Dans son application, l'approche BPS envisage que le bien-être résulte de l'intrication de variables liées à la biologie (sexe, état physiopathologique, génétique), à la psychologie (émotions, sentiments, comportements) et à un environnement défini par des facteurs sociaux. Les travaux de Vollmer-Conna et al. (2020), d'Al-Sabbah et al. (2021) et de Siddiqui et al., (2023) argumentent en faveur de l'approche BPS pour l'étude du bien-être des personnes.

Les modèles théoriques du bien-être

Le modèle hédonique s'intéresse au bien-être subjectif (BES) qui est décrit comme une autoévaluation de ses expériences émotionnelles et comme l'appréciation de sa vie en regard d'un idéal de valeurs auto-imposées (Diener, 1984). Autrement dit, le BES correspond à la façon dont une personne perçoit ou imagine le caractère agréable de sa vie (Diener et al., 2018). Il est fréquent de trouver dans la littérature un parallèle entre BES et bonheur (Diener et al., 2002). Selon cette analogie, le BES s'illustre par la prépondérance d'émotions et de pensées positives éprouvées par la personne. Le BES peut ainsi être structuré autour d'une dimension affective priorisant les émotions positives aux dépens des émotions négatives et d'une dimension cognitive liée à la satisfaction de vie. Toutefois, Kjell et al. (2016) ont proposé qu'une troisième dimension intervienne dans la structure du BES. Cette dimension correspondrait à la capacité d'adaptation face à des changements intra- et/ou interpersonnels et serait liée à la recherche d'un contexte de vie attrayant/équilibré/harmonieux.

Carol Ryff propose de décrire le bien-être psychologique (BEP) d'une personne selon un modèle eudémonique (Ryff et al., 2021). Lors de ses premières investigations, Ryff (1989) a associé le bien-être aux notions de développement personnel, de réalisation de soi et de sens donné à sa vie, dans un cadre de psychologie positive. Le BEP apparaissait comme un concept multidimensionnel lié à la personne et à son environnement. Selon le modèle élaboré par Ryff, les dimensions sous-tendant le BEP correspondaient à l'acceptation de soi, au développement personnel, à l'aptitude à créer et à entretenir des relations interpersonnelles positives, à l'autonomie et au contrôle de son environnement (Ryff, 1989). Il est à noter que le concept de BEP s'affranchit de toute dimension affective.

Le caractère distinct et indépendant de ces deux modèles pourrait être moins marqué que ne le suggère leur description formelle. En effet, Fredrickson et al. (2013), Disabato et al. (2016) et Strelhow et al., (2020) ont rapporté, lors de mesures concomitantes, des valeurs de corrélation particulièrement élevées entre BES et BEP, suggérant que les modèles hédonique et eudémonique reflètent le même construit global. Les résultats obtenus par Baselmans et Bartels (2018) soutiennent cette considération à travers une approche génétique caractérisant des corrélations positives entre six marqueurs chromosomiques associés au BES et deux marqueurs chromosomiques associés au BEP.

Le bien-être des étudiants est une problématique importante, car il conditionne en partie leur succès académique.

Le bien-être des étudiants

Étudier à l'université est l'une des premières grandes décisions que les jeunes adultes doivent prendre dans leur vie, au sortir de leurs études secondaires. À l'université, les étudiants doivent combiner la réussite académique avec le développement de leur autonomie, l'accroissement de leurs compétences et la consolidation de leurs responsabilités économiques et sociales. Ces différents défis peuvent représenter des obstacles au maintien du bien-être de ces jeunes adultes (Ribeiro et al., 2018), une situation que la pandémie de COVID-19 aurait significativement dégradée (Lemyre et al., 2023) y compris chez les étudiants en France (Essadek & Rabeyron, 2020; Whatelet et al., 2022).

La contribution du bien-être dans l'accomplissement académique et individuel

Pour la période précédant la pandémie de COVID-19, le caractère contributif du bien-être aux objectifs de formation a été analysé en s'appuyant sur les modèles hédonique et eudémonique (revue dans Dodd et al., 2021, Hossain et al., 2023 et Schmidt & Hanson, 2018). Il a été établi qu'un bien-être élevé contribuait à promouvoir l'engagement des étudiants dans leur formation et à faciliter leur prise de décision (Das et al., 2020), à soutenir leur motivation (González Olivares et al., 2020) et à réaliser de bonnes performances académiques (Kaya & Erdem, 2021). Diener et al. (2015) ont mentionné que certains étudiants priorisaient le bien-être comme objectif final de leur formation universitaire aux dépens de l'obtention d'un statut social important, de rétributions professionnelles élevées ou même d'une rencontre amoureuse.

Les relations entre le bien-être, le stress perçu, l'anxiété et la résilience chez les étudiants

Différentes populations étudiantes ont décrit une altération de leur bien-être au travers de troubles de l'alimentation et/ou du sommeil (Fekih-Romdhane et al., 2022; Seoane et al., 2020), de troubles anxieux, de détresse psychologique, de symptômes dépressifs et parfois d'un *burnout* (Lei et al., 2016; Liyanage et al., 2021; Madigan & Curran, 2021; Sharp & Theiler, 2018). Ces changements psychophysiologiques peuvent provoquer une perte de motivation et conduire à un décrochage scolaire (Hartrey et al., 2017; Pascoe et al., 2020), suggérant que le bien-être puisse être lié au stress et à l'anxiété.

La relation entre le stress et le bien-être a été bien décrite avec une identification de la source de stress en lien avec le parcours académique (revue dans Pascoe et al., 2020), le sentiment de solitude, l'éloignement parental, une pratique langagière nouvelle ou des formes de discrimination (revue dans Alharbi et Smith, 2018). La dégradation du bien-être par le stress a été caractérisée au moyen d'études corrélationnelles (Barbayannis et al., 2022) ou prédictives (Gonçalves Lourenço et al., 2022 ; Slimmen et al., 2022). De même, la manifestation de troubles anxieux chez certains étudiants a été reconnue mondialement (revue dans Tan et al., 2023) et identifiée comme un facteur de dégradation du bien-être étudiant (Andrews & Hicks, 2017 ; Zhu et al., 2023).

Protéger contre la survenue du stress ou de l'anxiété en développant la résilience peut constituer une stratégie efficace d'amélioration du bien-être étudiant. La résilience peut être définie comme la capacité d'une personne à manifester des signes psychophysiologiques positifs lorsqu'elle est exposée à une situation aversive (Denckla et al., 2020). Plusieurs travaux ont suggéré que la résilience des étudiants contribuait à la préservation de leur bien-être pendant leur formation (Brett et al., 2023 ; Li & Hasson, 2020 ; Yu & Chae, 2020). En particulier, des études ont mis en évidence une relation positive entre la résilience et le bien-être pour des étudiants en médecine (Neufeld & Malin, 2019), en pharmacie (Cassidy et al., 2023) et en sciences infirmières (Li & Hasson, 2020).

Les formations de santé en France sont susceptibles de dégrader le bien-être étudiant.

À l'issue des études secondaires en France, les étudiants souhaitant s'engager vers une formation en santé (médecine, pharmacie, odontologie et maïeutique) doivent s'inscrire dans une première année commune aux différents parcours de formation. À la fin de chaque semestre, des épreuves sont organisées afin de valider les enseignements et de classer les étudiants selon leur performance académique individuelle. Ce classement conditionne l'admission vers la deuxième année de la formation choisie par l'étudiant, puisque le nombre d'admis est fixé chaque année par le gouvernement. Cette première année correspond à un parcours très sélectif. Les étudiants la décrivent comme étant génératrice d'un stress important accompagné par une anxiété et des symptômes dépressifs croissants au fur et à mesure de la progression annuelle (Bonnaud-Antignac et al., 2015). Ces observations ont suggéré que ces étudiants de première année

subissaient une forte dégradation de leur bien-être. Toutefois, aucune étude n'a jusqu'à présent mesuré directement leur bien-être (subjectif et psychologique), en raison du manque d'outils validés en français et dont les propriétés psychométriques étaient clairement établies.

Les instruments de mesure du bien-être fournissent-ils des données fiables?

Les investigations concernant le bien-être ont fortement augmenté au cours des quatre dernières décennies comme en témoigne le nombre d'études consacrées aux outils psychométriques visant à fournir des mesures dans différentes conditions (Cooke et al., 2016). L'exploration plus spécifique du BES et de ses dimensions affectives et cognitives a été rendue possible grâce à l'élaboration et à la validation de plusieurs instruments. Les échelles PANAS (*Positive and Negative Affect Schedule*), SCAS (*Swedish core affect scale*) et SPANE (*Scale of Positive and Negative Experience*) ont été construites pour étudier la dimension affective (Diener et al., 2010; Västfjäll et al., 2002; Watson et al., 1988). Les échelles SWLS (*Satisfaction With Life Scale*) et PWI (*Personal Wellbeing Index*) ont été élaborées pour en estimer la composante cognitive (Cummins et al., 2003, Diener et al., 1985). L'échelle WEMWBS (*Warwick-Edinburgh Mental Well-Being Scale*) (Tennant et al., 2007) a été décrite comme étudiant les dimensions affectives et cognitives du BES, bien que la structure de l'échelle soit unidimensionnelle. Ryff (1989) a développé l'échelle PWB (*Psychological Well Being*) visant à estimer le BEP au moyen de six dimensions fondamentales (acceptation de soi, relations positives avec les autres, autonomie, maîtrise de l'environnement, but de vie et développement personnel). Par ailleurs, l'échelle FS (*Flourishing Scale*) a été élaborée dans la perspective d'estimer le BEP à l'aide de cinq dimensions : avoir un but et donner un sens à sa vie, avoir de l'intérêt et de l'engagement pour des activités, se sentir compétent dans ses activités, avoir du respect pour soi-même et de l'optimisme, contribuer au bonheur des autres (Diener et al., 2010). Nous pouvons aussi mentionner les échelles QEWB (*Questionnaire for Eudaimonic Well Being*) (Waterman et al., 2010) et MLM (*Meaningful Life Measure*) (Morgan & Farsides, 2009) comme autres outils de mesure du BEP. Certains instruments ont été élaborés dans une optique de mesure concomitante du BES et BEP. C'est le cas des échelles EMMBEP (Échelle de mesure des manifestations du bien-être psychologique) (Massé et al., 1998a) et HEMA (*Hedonic and Eudaimonic Motives for Activities*) (Huta &

Ryan, 2010). Des adaptations françaises ont été proposées pour les échelles FS (Villieux et al., 2016), PANAS (Gaudreau et al., 2006), PWB (Salama-Younes et al., 2011), SLWS (Blais et al., 1989), SPANE (Martin-Krumm et al., 2018) et WEMWBS (Trousselard et al., 2016) afin de produire des analyses en lien avec des variables sociodémographiques (âge, sexe, état matrimonial, vie étudiante vs vie professionnelle) ou avec d'autres construits.

Une lecture attentive des éléments bibliographiques incite à envisager avec prudence l'utilisation de ces différentes échelles pour obtenir des mesures fiables du bien-être. En effet, les analyses présentées dans ces différents travaux reposent sur des mesures produites par des instruments imparfaits sur le plan de leur propriétés psychométriques. Ainsi, la plupart des analyses ne sont appuyées ni par des méthodes d'estimation adaptées à la nature ordinale des réponses aux items, ni par la satisfaction des critères d'invariance de la mesure, une condition *sine qua non* à toute étude comparative et/ou corrélationnelle (Dong & Dumas, 2020).

L'échelle EMMBEP peut constituer un instrument de mesure du bien-être chez les étudiants francophones.

L'échelle EMMBEP (Massé et al., 1998a) représente un instrument intéressant pour mesurer le bien-être dans des populations francophones. Elle est constituée d'items rédigés directement en français et ne présentant aucune formulation négative. Même si l'acronyme peut prêter à confusion, l'échelle permet une estimation concomitante du BES (à travers les facteurs bonheur, estime de soi et vie équilibrée) et du BEP (à travers les facteurs engagement social, sociabilité et contrôle de soi et des événements). Le coefficient α de Cronbach calculé pour l'échelle et ses facteurs ($\alpha > 0,70$) indique une bonne cohérence interne. Différentes versions ont été décrites dans la littérature (Assim et al., 2021 ; Fomina et al., 2020 ; Gilbert et al., 2011 ; Ramezani & Ahi, 2015 ; Saez-Alvarez et al., 2020 ; Shaheen & Shaheen, 2016), avec en particulier une version adaptée pour des étudiants portugais qui validait la structure à six dimensions (Monteiro et al., 2012).

En dépit de ces éléments prometteurs, les caractéristiques structurales proposées pour les différentes versions de l'EMMBEP ont été déduites d'analyses reposant sur des assertions et/ou sur des hypothèses non testées. Ainsi, ni la nature ordinale des items, ni la vérification de la normalité des distributions de score d'items n'ont été prises en compte dans le choix de la méthode d'estimation pour les analyses factorielles. De plus, la nature de la matrice de corrélation utilisée pour les analyses exploratoires n'a été

précisée dans aucun rapport. Enfin, aucun des travaux cités n'a démontré clairement l'invariance de la mesure de l'échelle EMMBEP, ne serait-ce que selon le sexe des répondants.

Dans le cas de la version française, Massé et al. (1998a) n'ont pas considéré la nature ordinale de leurs données afin de choisir la méthode d'estimation optimale pour l'extraction factorielle. De plus, ces auteurs ont basé leur approche sur une factorisation en axes principaux. Cette méthode a été décrite comme surperformante quant au nombre de facteurs extraits, en particulier lorsque ceux-ci sont associés à des valeurs de saturation faibles (Briggs & MacCallum, 2003 ; de Winter & Dodou, 2012). Les valeurs de saturations décrites dans le travail de Massé et al. (1998a) étaient faibles ($< 0,40$) pour 7 items sur 25. Enfin, ces auteurs ont rapporté des valeurs de corrélation très élevées ($> 0,80$) entre certains facteurs (Massé et al., 1998b), indiquant une faible validité discriminante et plaidant pour un modèle structurel plus parcimonieux (Watkins, 2018). Monteiro et al. (2012) ont aussi défendu le modèle à six facteurs. Néanmoins, ces auteurs ont utilisé une analyse par composantes principales dont l'objectif est de réduire le nombre de données. Ce type d'analyse impose le principe de normalité des données (hypothèse que les auteurs n'ont pas vérifiée) et suppose que les composantes extraites n'étaient pas corrélées (hypothèse que les auteurs n'ont pas testée). Les conclusions de Massé et al. (1998a) et de Monteiro et al. (2012) semblaient donc fragiles, d'autant plus que le travail de Gilbert et al. (2011) avait proposé un modèle du bien-être plus parcimonieux (sérénité, engagement dans le travail, harmonie sociale) chez de jeunes travailleurs.

L'objectif de la recherche

Si le bien-être des étudiants français en formation de santé peut être estimé par l'EMMBEP, il est préalablement nécessaire que cette échelle fasse l'objet d'une analyse actualisée de ses propriétés en s'appuyant sur une méthodologie rigoureuse. En conséquence, l'objectif du travail rapporté ici a consisté à réinterroger les propriétés psychométriques de l'EMMBEP après son administration à des étudiants récemment inscrits en études de santé à l'Université de Nantes.

Méthodologie

Les participants et l'administration de l'enquête

Trois populations ont été contactées pour l'enquête. Les deux premières correspondaient à des étudiants ayant terminé leurs études secondaires, nouvellement inscrits en première année universitaire d'études de santé à l'Université de Nantes en 2019-2020 (P1 2019-2020, $n = 1\,518$) et en 2021-2022 (P1 2021-2022, $n = 1\,074$). La troisième population correspondait à des étudiants ayant validé leur première année d'études de santé et inscrits en 2020-2021 en études d'odontologie depuis la seconde jusqu'à la sixième année (Odontologie 2020- 2021, $n = 436$).

Les étudiants ont été invités à remplir une version électronique du questionnaire, en février 2020 pour l'échantillon P1 2019-2020 (c'est-à-dire avant le premier confinement lié à la pandémie de COVID-19 mis en place entre le 17 mars et le 11 mai 2020), en février 2021, pour les étudiants de l'échantillon Odontologie 2020-2021 (c'est-à-dire au moment de la seconde vague de COVID-19 accompagnée par les premières vaccinations obligatoires pour les étudiants et les personnels de santé en janvier 2021) et en mars 2022 pour l'échantillon P1 2021-2022 (c'est-à-dire à l'issue de la cinquième vague de contamination due au variant omicron et de la troisième campagne de vaccination). L'accès au questionnaire a été accordé après la lecture d'un formulaire électronique de consentement éclairé décrivant les objectifs, les moyens et les méthodes. L'anonymat des étudiants a été garanti et les données n'ont été accessibles qu'à des fins de recherche.

À l'issue des trois enquêtes, 839 (55%), 171 (39%) et 440 (41 %) réponses ont été respectivement collectées auprès des populations P1 2019-2020, Odontologie 2020-2021 et P1 2021-2022. Les questionnaires incomplets ont été écartés et les échantillons finaux correspondaient à P1 2019-2020 ($n = 787$, 608 femmes et 179 hommes, âge moyen = $18,6 \pm 1,0$), P1 2021-2022 ($n = 400$, 343 femmes et 57 hommes, âge moyen = $18,4 \pm 0,7$) et Odontologie 2020-2021 ($n = 104$, 80 femmes et 24 hommes, âge moyen = $21,6 \pm 2,1$). Le ratio sexe n'était pas constant dans les trois échantillons ($\chi^2 = 12,51$, degré de liberté = 2, $p = 0,002$).

Le matériel

Le questionnaire comprenait des éléments mesurant le bien-être, la résilience, le stress perçu et l'anxiété générale ainsi que des informations sociodémographiques. Deux variables catégorielles indépendantes ont été

définies dans la suite du travail : le sexe (femme ou homme) et l'appartenance à l'un des trois échantillons d'étudiants (P1 2019-2020, P1 2021-2022 ou Odontologie 2020-2021).

Le bien-être

L'EMMBEP (Massé et al., 1998a) a été utilisée pour estimer le bien-être. Cette échelle a été élaborée à partir de 47 items (version longue), dont 25 ont servi pour produire une version abrégée. L'échelle est décrite sur le site de l'Université McGill (Montréal, Québec, Canada) (http://instrumentspsychometriques.mcgill.ca/instruments/qualite_vie/emmbep.htm). Les 25 items ont été évalués sur une échelle de Likert à 5 points, où 1 correspondait à jamais et 5 à toujours. Historiquement, la structure de l'échelle était constituée de six facteurs incluant l'estime de soi, l'équilibre de vie, l'implication sociale, la sociabilité, le contrôle de soi et des événements et enfin, le bonheur. La cohérence interne a été jugée acceptable ($0,71 < \alpha \text{ de Cronbach} < 0,85$), pour l'échelle complète et pour chaque facteur. L'enquête s'adressant à des populations étudiantes, la référence à la vie professionnelle dans l'item 7 (Ma vie était bien équilibrée entre mes activités professionnelles, familiales et personnelles.) a été remplacée par une référence à la conduite des études universitaires (Ma vie est équilibrée entre mes études, ma famille et mes amis.).

La résilience

La résilience a été estimée à l'aide de l'échelle de Connor-Davidson à 10 items (*10-item Connor-Davidson Resilience Scale* ou CDRISC10) adaptée pour des étudiants francophones (Guihard et al., 2018). Les items ont été notés à l'aide d'une échelle de Likert à 5 points (où 0 correspondait à un désaccord total et 4 à un accord total). L'item 8 a nécessité une notation inversée en raison de sa formulation. Des scores élevés au CDRISC10 indiquaient une forte propension à la résilience. La structure de l'échelle se composait d'une seule dimension dont la cohérence interne est acceptable à forte ($\alpha \text{ de Cronbach} = 0,78$, $\omega \text{ de McDonald} = 0,78$ et meilleure borne inférieure (*Great Lower Bound* ou GLB = 0,81). Dans la présente étude, les indicateurs étaient $\alpha = 0,82/0,78/0,84$, $\omega = 0,82/0,78/0,84$ et GLB = 0,86/0,85/0,89, pour les échantillons P1 2019-2020, P1 2021-2022 et Odontologie 2020-2021.

Le stress perçu

Le stress perçu a été évalué à l'aide de l'échelle PSS-10 (pour *10-item Perceived Stress Scale*) (Faurie et al., 2016). Les items ont été notés à l'aide d'une échelle de Likert à 5 points pour laquelle 1 correspondait à jamais et 5 à toujours. Cinq items (4, 5, 6, 7, 8) ont nécessité une notation inversée en raison de leur formulation négative. Le score total variait de 10 à 50, un score élevé signifiant un niveau élevé de stress perçu. Une cohérence interne acceptable a été rapportée chez des étudiants français (Faurie et al., 2016). Dans la présente étude, les indicateurs de cohérence interne étaient $\alpha = 0,78/0,84/0,84$, $\omega = 0,79/0,84/0,84$ et $GLB = 0,85/0,89/0,93$, pour les échantillons P1 2019-2020, P1 2021-2022 et Odontologie 2020-2021.

L'anxiété générale

L'inventaire français d'anxiété situationnelle et d'état d'anxiété-forme Y (IASTA-Y) (Gauthier & Bouchard, 1993) a servi pour estimer l'anxiété générale des participants. Les 20 items ont été notés sur une échelle de Likert à 4 points, 1 correspondant à jamais et 4 à toujours. Il a fallu inverser la notation pour les items 1, 3, 6, 7, 10, 13, 14, 16 et 19, en raison de leur formulation négative. Le score total variait de 20 à 80, un score élevé correspondant à une forte anxiété. La cohérence interne de l'IASTA était excellente ($\alpha = 0,90$). Dans la présente étude, les indicateurs de cohérence interne correspondaient à $\alpha = 0,91/0,92/0,90$, $\omega = 0,91/0,92/0,90$ et $GLB = 0,93/0,96/0,95$ pour les échantillons P1 2019-2020, P1 2021-2022 et Odontologie 2020-2021.

Les analyses structurales

Les ensembles de données ont été analysés avec FACTOR 10.2 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) et JASP 0.17.2, afin d'évaluer la normalité univariée et multivariée des distributions de scores. Le calcul du coefficient de corrélation entre le score de chaque item et le reste de l'échelle (*item-rest correlation coefficient* ou IRC) a permis de caractériser l'interaction item-échelle, c'est-à-dire de caractériser la contribution d'un item à la mesure du construit considéré (validité de contenu selon la taxonomie Cosmin). Un IRC $> 0,3$ représentait le seuil minimal pour la prise en compte de l'item (Zijlmans et al., 2019).

L'analyse factorielle exploratoire

L'analyse factorielle exploratoire (AFE) doit être utilisée lorsque l'analyse confirmatoire (AFC) ne parvient pas à confirmer un modèle factoriel particulier (Watkins, 2018). Il a été décidé de mener les AFE sur l'échantillon P1 2019-2020 en raison de son effectif élevé (voir plus loin), en réservant les deux autres échantillons pour les AFC.

Les AFE ont été réalisées en utilisant la matrice de corrélation polychorique établie à partir des données relatives à l'échantillon P1 2019-2020. Le caractère factorisable des données a été déduit du coefficient de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO, $> 0,7$) et du test de Bartlett. L'extraction des facteurs a été basée sur la méthode des moindres carrés pondérés avec ajustement sur la moyenne et la variance (*Robust diagonally weighted least squares* ou RDWLS). Des corrélations entre facteurs ayant été signalées (Massé et al., 1998b), une rotation Promin a été utilisée pour optimiser les saturations (λ). Le seuil d'acceptation pour l'attribution d'un item était $\lambda > 0,3$ (Watkins, 2018) et un minimum de quatre items a été pris en compte pour définir les facteurs. La proximité de la structure avec un modèle unidimensionnel a été déduite de la congruence unidimensionnelle (UniCo, $> 0,95$), de la variance partagée expliquée (ESV, $> 0,85$) et de la moyenne des résidus des saturations des items (MiREAL, $< 0,3$) (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2018).

L'analyse factorielle confirmatoire

Des analyses factorielles confirmatoires (AFC) ont été réalisées séparément sur les données issues des échantillons P1 2021-2022 et Odontologie 2020-2021, en tenant compte de la structure la plus probable établie par les AFE sur l'échantillon P1 2019-2020. La méthode d'estimation pour les AFC était RDWLS (Li, 2016) et les indices de qualité d'ajustement étaient les suivants : χ^2 normalisé ($\chi^2/\text{degrés de liberté} < 3,0$), l'indice d'ajustement comparatif (*comparative fit index* ou CFI, $> 0,95$), l'indice de bon ajustement (*goodness of fit index* ou GFI $> 0,95$), la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne de l'approximation (*root mean square of erreur approximation* ou RMSEA $< 0,08$), la valeur moyenne quadratique pondérée des résidus (*standardized root mean square residual* ou SRMR $< 0,06$) et l'indice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis index* ou TLI $> 0,95$) (Hu & Bentler, 1999).

L'analyse de l'invariance de la mesure

Avant de pouvoir comparer des scores d'échelle (ou de facteur) entre plusieurs groupes, il faut démontrer que l'interaction entre l'item et l'échelle (ou un facteur) reste constante entre les groupes. L'interaction item/échelle est représentée par une relation linéaire, dans laquelle la charge de l'item correspond au coefficient de régression et l'ordonnée à l'origine correspond au score de l'échelle lorsque le score de l'item est nul. Le test de cette stabilité entre les groupes correspond à l'analyse de l'invariance de la mesure (AMI). L'AMI résulte d'une AFC multigroupe (*multigroup confirmatory factor analysis* ou MGCFA) qui compare statistiquement les matrices de covariance/variance issues de modèles imbriqués et progressivement contraints par des équivalences pour la structure (invariance configurale), le coefficient de régression de chaque item (invariance métrique) et l'intercept de chaque item (invariance scalaire) (Dong & Dumas, 2020).

Ici, les MGCFA ont été réalisées en considérant le sexe (femmes vs hommes) et l'appartenance à un échantillon (P1 2019-2020 vs P1 2021-2022 vs Odontologie 2020-2021) comme variables indépendantes. La procédure de validation a consisté à comparer les matrices de covariance/variance produites par les différents modèles d'invariance imbriqués. Les indicateurs de la qualité de l'ajustement de chaque modèle d'invariance aux données expérimentales, correspondaient au χ^2 normalisé ($< 3,0$), RMSEA ($< 0,08$) et CFI ($> 0,95$) (Hu & Bentler, 1999). Les critères de validation pour les transitions entre modèles d'invariance (configurale à métrique puis métrique à scalaire) étaient $|\Delta CFI| \leq 0,01$ et $|\Delta RMSEA| \leq 0,02$ (Cheung & Rensvold, 2002).

La fidélité, la validité convergente et la validité discriminante

Les scores de l'échelle et des facteurs ont été calculés en utilisant les items de l'échelle EMMBEP dont l'invariance selon le sexe et selon l'appartenance à un échantillon a été démontrée. En accord avec la taxonomie consensuelle éditée par Cosmin, la fidélité de l'EMMBEP a été déduite de la cohérence interne (α , ω et GLB) et des corrélations entre l'échelle et les facteurs.

La validité convergente a été considérée selon la définition de Fornell & Larcker (1981). Chaque facteur a satisfait la validité convergente lorsque la variance moyenne extraite (*average variance extracted* ou AVE) et le coefficient de fiabilité composite (*composite reliability* ou CR) étaient respectivement supérieurs à 0,4 et 0,7. La validité discriminante de chaque

facteur définie selon Fornell & Larcker (1981) a été entérinée lorsque l'AVE était supérieure à la variance maximale partagée (*maximum shared variance* ou MSV) et lorsque le rapport hétérotrait/monotrait (HTMT) pour chaque paire de facteurs était inférieur à 0,85 (Henseler et al., 2015).

Les interactions entre le bien-être, l'anxiété générale, la résilience et le stress perçu

Les interactions entre construits ont été déduites du coefficient de corrélation de Spearman (ρ_s) calculé entre les différents scores d'échelle.

Résultats

Les propriétés des items de l'EMMBEP

Les scores des items et les coefficients IRC ont été calculés pour les trois ensembles de données (Tableau 1). La normalité univariée et multivariée n'a été validée pour aucune des distributions de scores. L'IRC de l'item 5 (Je vis avec modération en évitant de faire des excès.) restait inférieur à 0,3 pour les trois échantillons. Si l'on ne tient pas compte de l'item 5, l'IRC moyen (+/- écart-type) était de 0,471 (+/- 0,115), avec des valeurs variant entre 0,308 et 0,739. Ces résultats ont indiqué que les items constituant l'échelle EMMBEP (à l'exception de l'item 5) contribuaient efficacement à la mesure du bien-être des étudiants.

Les analyses structurales

Le modèle structural historique

Le modèle structural à six facteurs décrit par Massé et al. (1998a) a été évalué dans les trois échantillons de répondants. Globalement, les résultats indiquaient un mauvais ajustement des données par ce modèle dans les échantillons P1 2019-2020/P1 2021-2022/Odontologie 2020-2021. Les valeurs des indicateurs correspondaient à : χ^2 normalisé (p) = 4,41/5,63/2,78 ($< 0,001$), CFI = 0,819/0,774/0,745, GFI = 0,891/0,887/0,880, TLI = 0,792/0,754/0,704, RMSEA = 0,076/0,082/0,093 et SRMR = 0,088/0,081/0,073. Les coefficients α , ω et GLB calculés dans les trois échantillons correspondaient respectivement à 0,54/0,60/0,61 (estime de soi), 0,41/0,44/0,50 (équilibre de vie), 0,53/0,55/0,60 (engagement social), 0,62/0,63/0,67 (sociabilité), 0,61/0,62/0,63 (contrôle de soi et des événements) et 0,83/0,83/0,87 (bonheur). Enfin, des corrélations élevées ($> 0,80$) ont été observées entre les trois facteurs estime de soi,

Tableau 1
Caractéristiques d'items

Item	P1 2019-2020			P1 2021-2022			2020-2021 odontologie			IRC	
	Tout sexe confondu (n = 787)	Femmes (n = 608)	Hommes (n = 179)	Tout sexe confondu (n = 400)	Femmes (n = 343)	Hommes (n = 57)	Tout sexe confondu (n = 104)	Femmes (n = 80)	Hommes (n = 24)	P1 2019-2020 (n = 787)	P1 2021-2022 (n = 400)
1	2,9 (0,9)	2,8 (0,9)	3,4 (1,0)	2,9 (0,9)	2,8 (0,9)	3,6 (0,9)	3,1 (0,8)	3,0 (0,7)	3,5 (0,9)	0,491	0,572
2	3,7 (0,9)	3,6 (0,9)	4,0 (0,9)	3,7 (0,9)	3,6 (0,9)	4,0 (0,9)	3,6 (0,8)	3,6 (0,8)	3,8 (0,7)	0,375	0,451
3	4,3 (0,7)	4,4 (0,7)	4,4 (0,7)	4,4 (0,8)	4,4 (0,8)	4,3 (0,8)	4,3 (0,6)	4,3 (0,6)	4,3 (0,6)	0,315	0,312
4	3,2 (1,0)	3,1 (0,9)	3,3 (1,0)	3,2 (1,0)	3,1 (1,0)	3,6 (1,1)	3,6 (0,8)	3,6 (0,8)	3,6 (0,9)	0,467	0,415
5	3,9 (1,0)	4,0 (1,0)	3,8 (1,0)	4,1 (1,0)	4,1 (1,0)	3,9 (1,0)	3,8 (0,9)	3,8 (0,9)	3,6 (1,0)	0,051	0,148
6	3,9 (0,9)	3,9 (0,9)	3,9 (1,0)	3,7 (1,0)	3,7 (1,0)	3,6 (1,0)	3,9 (0,8)	3,9 (0,9)	3,8 (0,5)	0,350	0,460
7	2,4 (1,1)	2,4 (1,1)	2,5 (1,2)	2,4 (1,2)	2,4 (1,2)	2,6 (1,4)	3,5 (1,0)	3,6 (1,1)	3,1 (0,8)	0,402	0,551
8	2,7 (1,1)	2,5 (1,0)	3,2 (1,2)	2,5 (1,1)	2,4 (1,1)	3,1 (1,2)	3,2 (1,0)	3,1 (1,0)	3,5 (1,0)	0,565	0,622
9	2,5 (1,3)	2,4 (1,2)	2,7 (1,3)	2,5 (1,3)	2,5 (1,2)	2,9 (1,4)	3,3 (1,1)	3,2 (1,1)	3,6 (1,0)	0,382	0,440
10	3,7 (1,0)	3,6 (1,0)	3,7 (1,0)	1,9 (1,0)	1,9 (1,0)	2,0 (1,0)	3,7 (1,0)	3,7 (1,0)	3,6 (1,1)	0,313	0,389
11	3,3 (1,2)	3,3 (1,1)	3,6 (1,2)	2,4 (1,1)	2,4 (1,1)	2,8 (1,0)	3,6 (0,9)	3,5 (0,9)	3,7 (0,8)	0,308	0,452
12	4,3 (0,7)	4,3 (0,8)	4,4 (0,8)	3,9 (1,0)	4,0 (1,0)	3,8 (1,1)	4,1 (0,8)	4,1 (0,8)	4,3 (0,7)	0,349	0,453
13	4,2 (0,8)	4,2 (0,8)	4,2 (0,9)	4,1 (0,9)	4,1 (0,9)	4,3 (0,7)	4,4 (0,8)	4,4 (0,8)	4,4 (0,7)	0,360	0,424
14	4,4 (0,7)	4,5 (0,7)	4,4 (0,7)	4,3 (0,8)	4,3 (0,8)	4,6 (0,8)	4,5 (0,7)	4,5 (0,7)	4,5 (0,6)	0,361	0,402
15	3,9 (0,9)	3,9 (0,9)	4,0 (0,9)	3,8 (0,9)	3,8 (0,9)	3,8 (1,0)	3,7 (0,8)	3,8 (0,7)	3,5 (0,9)	0,365	0,366
16	4,3 (0,8)	4,3 (0,7)	4,1 (0,9)	4,4 (0,7)	4,4 (0,7)	4,3 (0,7)	4,3 (0,7)	4,4 (0,7)	4,2 (0,7)	0,322	0,397
17	3,5 (0,8)	3,4 (0,8)	3,8 (0,8)	3,4 (0,9)	3,3 (0,9)	3,7 (0,9)	3,5 (0,8)	3,4 (0,8)	3,6 (0,7)	0,460	0,495
18	3,6 (1,0)	3,6 (1,0)	3,8 (1,0)	3,7 (1,1)	3,6 (1,1)	3,9 (1,0)	3,7 (0,9)	3,6 (0,9)	4,0 (0,9)	0,318	0,330

Tableau 1 (suite)
Caractéristiques d'items

Item	P1 2019-2020			P1 2021-2022			2020-2021 odontologie				IRC	
	Tout sexe confondu (n = 787)	Femmes (n = 608)	Hommes (n = 179)	Tout sexe confondu (n = 400)	Femmes (n = 343)	Hommes (n = 57)	Tout sexe confondu (n = 104)	Femmes (n = 80)	Hommes (n = 24)	P1 2019-2020 (n = 787)	P1 2021-2022 (n = 400)	Odontologie 2020-2021 (n = 104)
19	3,2 (0,9)	3,2 (0,8)	3,4 (1,0)	3,2 (0,9)	3,1 (0,9)	3,6 (0,9)	3,5 (,7)	3,5 (0,8)	3,5 (0,7)	0,538	0,556	0,548
20	3,2 (1,1)	3,1 (1,1)	3,5 (1,2)	3,0 (1,2)	3,0 (1,2)	3,2 (1,3)	3,1 (1,2)	3,1 (1,2)	3,1 (1,1)	0,408	0,508	0,406
21	2,0 (0,9)	1,9 (0,8)	2,2 (1,0)	2,0 (1,0)	2,0 (1,0)	2,3 (1,0)	2,9 (1,0)	3,0 (1,0)	2,7 (1,0)	0,531	0,668	0,607
22	2,9 (1,1)	2,8 (1,0)	3,3 (1,2)	2,9 (1,1)	2,8 (1,1)	3,3 (1,2)	3,4 (1,0)	3,3 (1,0)	3,7 (1,0)	0,639	0,682	0,656
23	2,3 (1,0)	2,2 (1,0)	2,6 (1,1)	2,5 (1,1)	2,5 (1,1)	2,8 (1,2)	3,1 (0,9)	3,0 (0,9)	3,3 (1,0)	0,534	0,624	0,619
24	3,1 (0,8)	3,0 (0,8)	3,4 (1,0)	3,0 (0,9)	3,0 (0,9)	3,4 (1,0)	3,4 (0,8)	3,4 (0,8)	3,5 (0,8)	0,667	0,739	0,692
25	2,7 (0,9)	2,7 (0,8)	3,0 (1,1)	2,7 (1,0)	2,7 (1,0)	3,2 (1,1)	3,2 (0,8)	3,2 (0,9)	3,4 (0,8)	0,570	0,677	0,610

Les données correspondent au score moyen (écart-type) et au coefficient IRC calculés pour chaque item et pour chaque échantillon. Les valeurs indiquées en gras correspondent à un IRC < 0,3

maîtrise de soi et des événements, et bonheur. C'était également le cas pour la corrélation calculée entre les facteurs équilibre de vie et contrôle de soi et des événements. Pris dans leur ensemble, ces résultats remettaient très fortement en cause la validité du modèle à six facteurs décrits par Massé et al. (1998). Il faudrait donc réaliser une actualisation de la structure de cette échelle dans les trois échantillons.

Les analyses factorielles exploratoires

La matrice de corrélation polychorique a été calculée pour l'échantillon P1 2019-2020 (voir matériel supplémentaire en annexe). Le coefficient de corrélation polychorique moyen (écart-type) correspondait à 0,232 (0,137). Le KMO (0,872) et le test de Bartlett ($\chi^2 = 6787,3$, $p < 0,001$) indiquaient une bonne adéquation des données de l'échantillon pour une factorisation. Le tableau 2 présente les résultats des AFE.

Une structure unidimensionnelle expliquait 28,2% de la variance observée. Les saturations calculées pour les items 3, 10, 15 et 16 sont restées inférieures à 0,3. Deux des trois indicateurs de proximité de l'unidimensionnalité (UniCo = 0,869, ESV = 0,789 et MiREAL = 0,212) n'étaient pas en accord avec les critères d'acceptation. Une structure à deux facteurs expliquait 36,8% de la variance observée, mais les saturations des items 10 et 11 sont restées inférieures à 0,3. Le modèle à trois facteurs expliquait 44,1% de la variance observée. Les saturations étaient supérieures à 0,3, bien que λ pour l'item 10 indiquait une allocation ambiguë entre les facteurs F2 et F3. Le modèle à quatre facteurs expliquait 50,4% de la variance observée, toutes les valeurs de λ étant supérieures à 0,3. Cependant, une allocation ambiguë a été observée pour les items 11 et 25 et le facteur F4 ne comportait que trois items. En outre, la valeur propre du facteur F4 était inférieure à 1,0. Par ailleurs, 55% de la variance observée ont pu être expliqués par un modèle à cinq facteurs, sans assignation factorielle pour l'item 2 et avec une assignation ambiguë pour l'item 4. La composition du facteur F5 était problématique (seulement deux items) et les valeurs propres calculées pour les facteurs F4 et F5 n'atteignaient pas le seuil d'acceptation. Enfin, un modèle à six facteurs n'a produit aucune solution convergente (données non présentées). Dans l'ensemble, ces résultats ont indiqué que les items de l'échelle EMMBEP se structuraient autour de trois facteurs dans l'échantillon P1 2019-2020.

Tableau 2

Analyses factorielles exploratoires

Item	1 facteur		2 facteurs		3 facteurs			4 facteurs				5 facteurs				
	F1	F1	F2	F2	F1	F2	F3	F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4	F5
1	0,60	0,48			0,75			0,76				0,55				0,33
2	0,45	0,38			0,42			0,45								
3			0,51			0,43			0,53					0,52		
4	0,56	0,50			0,65			0,67				0,42				0,38
6	0,38		0,30			0,30										
7	0,47	0,55					0,58			0,60			0,54			
8	0,69	0,65			0,70			0,68				0,87				
9	0,31	0,36					0,47		0,45				0,37			
10						0,30	0,30			0,64					0,64	
11	0,30						0,58			0,51	0,48		0,38		0,56	
12	0,39		0,40			0,34		0,49			0,50				0,41	
13	0,41		0,69			0,66			0,68					0,68		
14	0,43		0,69			0,63			0,76					0,76		
15			0,53			0,51			0,47					0,50		
16			0,47			0,50			0,48					0,48		
17	0,53	0,37			0,57			0,62				0,62				

Les analyses factorielles confirmatoires

Des AFC ont été réalisées pour évaluer la stabilité structurelle du modèle à trois facteurs, en utilisant les données issues des échantillons P1 2021-2022 et Odontologie 2020-2021. Les indicateurs de qualité de l'ajustement sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3
Analyses factorielles confirmatoires

Échantillon	Item 10 chargé sur le facteur F2		Item 10 chargé sur le facteur F3		Item 10 omis	
	P1 2021-2022	Odontologie 2020-2021	P1 2021-2022	Odontologie 2020-2021	P1 2021-2022	Odontologie 2020-2021
χ^2 (ddl)	344,2 (249)	348,9 (249)	330,6 (249)	351,2 (249)	268,9 (227)	272,4 (227)
GFI	0,996	0,997	0,996	0,997	0,996	0,997
SRMR	0,073	0,077	0,068	0,077	0,066	0,072
CFI	0,979	0,972	0,989	0,971	0,990	0,986
TLI	0,977	0,968	0,987	0,968	0,989	0,985
RMSEA	0,041	0,044	0,030	0,045	0,029	0,031

CFI : indice d'ajustement comparatif ; ddl : degré de liberté ; GFI : indice de bon ajustement ; RMSEA : racine carrée de l'erreur quadratique moyenne de l'approximation ; SRMR : valeur moyenne quadratique pondérée des résidus ; TLI : indice de Tucker-Lewis.

Les résultats ont indiqué qu'un modèle à trois facteurs, duquel l'item 10 est retiré, s'ajustait particulièrement bien aux données des deux échantillons. L'AFC a donc confirmé l'existence d'une structure à trois facteurs reflétant le bien-être chez les étudiants de santé. Compte tenu du contenu des items, il était raisonnable de proposer que le facteur 1 (items 1, 2, 4, 8, 17, 18, 19, 20, 22, 24 et 25), le facteur 2 (items 3, 6, 12, 13, 14, 15 et 16) et le facteur 3 (items 7, 9, 11, 21 et 23) correspondent respectivement à la confiance en soi et au contrôle de soi, aux compétences sociales et à une vie équilibrée et attrayante.

L'analyse de la mesure d'invariance

Les AFE et les AFC s'accordent autour d'un modèle structural à trois facteurs. L'AMI a été réalisée afin de tester l'invariance de ce modèle selon le sexe et l'appartenance à l'un de trois échantillons. Le tableau 4 présente les résultats de l'AMI selon le sexe.

Tableau 4
Analyse de l'invariance selon le sexe

	Modèle d'invariance	χ^2	ddl	CFI	\DeltaCFI	RMSEA	\DeltaRMSEA
Total Femmes (n = 1 031) vs Hommes (n = 260)	Indépendant	1 802,7	506	-	-	-	-
	Configural	105,2	454	0,979	-	0,036	-
	Métrique	1 296,9	474	0,969	0,010	0,044	0,008
	Scalaire	1 476,8	494	0,960	0,002	0,047	0,003
PI 2019-2020 Femmes (n = 608) vs Hommes (n = 179)	Indépendant	966,1	506	-	-	-	-
	Configural	703,5	454	0,973	-	0,037	-
	Métrique	802,5	474	0,964	0,009	0,042	0,005
	Scalaire	858,7	494	0,960	0,004	0,043	0,001
PI 2021-2022 Femmes (n = 343) vs Hommes (n = 57)	Indépendant	7 842,5	506	-	-	-	-
	Configural	843,8	454	0,974	-	0,051	-
	Métrique	907,3	474	0,973	0,001	0,045	0,006
	Scalaire	939,9	494	0,975	0,002	0,042	0,003
2020-2021 Odontologie Femmes (n = 80) vs Hommes (n = 24)	Indépendant	2 145,2	506	-	-	-	-
	Configural	336,0	454	0,993	-	0,034	-
	Métrique	435,8	474	0,989	0,004	0,040	0,006
	Scalaire	461,5	494	0,980	0,009	0,045	0,005

CFI : indice d'ajustement comparatif ; ddl : degré de liberté ; RMSEA : racine carrée de l'erreur quadratique moyenne de l'approximation.

Tableau 5

Analyse de l'invariance selon l'appartenance à un groupe de formation

	Modèle d'invariance	χ^2	ddl	CFI	Δ CFI	RMSEA	Δ RMSEA
Total	Indépendant	19 129,7	759				
PI 2019-2020 (n = 787)	Configural	1 002,8	675	0,982	-	0,034	
PI 2021-2022 (n = 400)	Métrique	1 133,2	715	0,977	0,005	0,037	0,003
Odontologie 2020-2021 (n = 104)	Scalaire	1 383,2	761	0,967	0,010	0,044	0,007
Femmes	Indépendant	12 205,1	759				
PI 2019-2020 (n = 608)	Configural	839,5	675	0,986	-	0,029	-
PI 2021-2022 (n = 343)	Métrique	986,2	715	0,976	0,010	0,036	0,007
Odontologie 2020-2021 (n = 80)	Scalaire	1 153,8	761	0,966	0,010	0,042	0,006
Hommes	Indépendant	4 248,0	759				
PI 2019-2020 (n = 179)	Configural	716,8	675	0,959	-	0,045	-
PI 2021-2022 (n = 57)	Métrique	881,0	715	0,952	0,007	0,055	0,010
Odontologie 2020-2021 (n = 24)	Scalaire	948,2	761	0,946	0,006	0,056	0,001

CFI : indice d'ajustement comparatif ; ddl : degré de liberté ; RMSEA : racine carrée de l'erreur quadratique moyenne de l'approximation.

L'échelle a satisfait les trois niveaux d'invariance dans chaque échantillon et dans l'échantillon total. Les valeurs de CFI et de RMSEA étaient respectivement supérieures à 0,95 et inférieures à 0,05. Les transitions entre les niveaux d'invariance configurale et métrique, puis entre les niveaux d'invariance métrique et scalaire étaient accompagnées par des valeurs acceptables de Δ CFI et DRMSEA. Le tableau 5 présente les résultats de l'AMI selon le groupe de formation universitaire.

Toutes les valeurs calculées de CFI, Δ CFI, RMSEA et DRMSEA ont satisfait leur critère d'acceptation respectif, pour les trois niveaux d'invariance.

La fidélité, la validité convergente et la validité discriminante

Les indicateurs de cohérence interne ont été calculés pour l'EMMBEP23 et pour chaque facteur (voir tableau 6). Les résultats ont montré que la cohérence interne variait d'acceptable à très bonne pour les trois échantillons testés. De fortes corrélations positives entre l'échelle et les facteurs ont été observées dans les trois échantillons. Par ailleurs, les résultats ont indiqué des corrélations positives faibles à moyennes entre les trois facteurs.

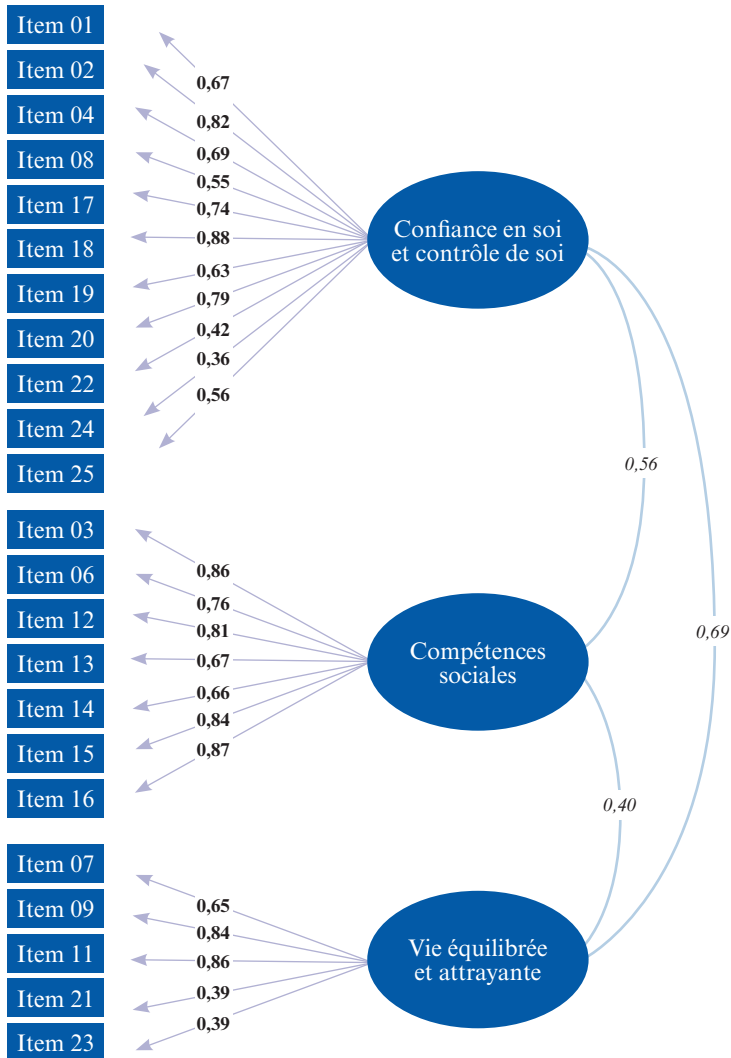
L'EMMBEP23 étant structurellement invariante selon le sexe et l'appartenance à un échantillon, une AFC a été réalisée pour l'ensemble des réponses ($n = 1\,291$) afin de déterminer les valeurs des coefficients de régression de chaque item.

Les valeurs données dans la figure 1 ont permis le calcul des indicateurs CR, AVE et MSV pour chaque facteur (voir tableau 6). Les valeurs ont montré que chaque facteur satisfaisait aux critères de validité convergente et discriminante, ce qu'a confirmé le calcul du rapport HTMT (0,706 pour F1 vs F2, 0,731 pour F1 vs F3 et 0,355 pour F2 vs F3).

L'analyse de l'interaction entre le bien-être, l'anxiété générale, le stress perçu et la résilience

Les interactions entre les scores des échelles EMMBEP23, CDRIS10, IASTA-Y et PSS10 ont été analysées à partir du calcul des corrélations (voir tableau 6). L'ensemble des calculs a montré des valeurs proches dans les trois échantillons. Les scores IASTA-Y et PSS10 étaient fortement et négativement corrélés avec le score EMMBEP23. Le score CDRISC10 présentait une corrélation positive forte avec l'EMMBEP23. Les corrélations entre les échelles CDRISC10, IASTA-Y et PSS10 et les facteurs de l'échelle EMMBEP23 sont aussi rapportées dans le tableau 6.

Figure 1
Nombre de facteurs ayant une valeur propre > 1



Note. Les données utilisées correspondaient à l'échantillon total (n = 1 291). Les coefficients de régression sont indiqués en gras. Les covariances sont indiquées en italique.

Tableau 6
Propriétés de l'EMMBEP23

	EMMBEP23	(2)	(3)	(4)
Corrélation	Confiance en soi, contrôle de soi (2)	0,90/0,93/0,87		
	Compétence sociale (3)	0,64/0,72/0,72	0,42/0,54/0,44	
	Vie équilibrée et attrayante (4)	0,70/0,78/0,78	0,46/0,61/0,55	0,28/0,40/0,45
	IASTA-Y	-0,75/-0,77/-0,67	-0,81/-0,83/-0,76	-0,40/-0,50/-0,43 -0,39/-0,46/-0,41
	CDRISC10	0,62/0,62/0,61	0,65/0,64/0,64	0,43/0,45/0,52 0,28/0,40/0,31
	PSS10	-0,70/-0,72/-0,70	-0,74/-0,76/-0,78	-0,38/-0,46/-0,44 -0,38/-0,47/-0,45
Cohérence interne	α	0,86/0,87/0,89	0,85/0,85/0,84	0,71/0,71/0,73 0,70/0,73/0,76
	ω	0,86/0,88/0,89	0,85/0,85/0,84	0,71/0,72/0,70 0,72/0,71/0,76
	GLB	0,92/0,93/0,96	0,89/0,89/0,91	0,71/0,73/0,79 0,72/0,76/0,82
Validité convergente et discriminante	CR	0,89	0,92	0,78
	AVE	0,44	0,62	0,43
	MSV	0,41	0,59	0,38

Les données correspondent au coefficient de corrélation de Spearman et aux indicateurs de cohérence interne (α , ω , GLB) calculés pour les trois échantillons d'étudiants (P1 2019-2020, n = 787; P1 2021-2022, n = 400; Odontologie 2020-2021, n = 104). Toutes les corrélations étaient significatives ($p < 0,001$). Les critères de validité convergente et discriminante (AVE, CR et MSV) ont été calculés en considérant l'échantillon total (n = 1291). α : alpha de Cronbach; ω : oméga de McDonald; AVE: variance moyenne extraite; CR: coefficient de fiabilité composite; GLB: meilleure borne inférieure; MSV: variance maximum partagée.

Discussion

L'estimation du bien-être d'étudiants français en formation de santé est très peu documentée dans la littérature scientifique. Ceci est notamment attribuable à l'absence d'un instrument de mesure adapté pour cette population et présentant de bonnes propriétés psychométriques.

Le travail présenté ici a été conçu pour compenser ce manque et pour disposer de données fiables soutenant des analyses robustes. Les analyses ont porté sur la validité de contenu, sur la validité de construit et sur la fidélité de l'échelle EMMBEP. Les résultats indiquent que 23 items de l'EMMBEP (EMMBEP23) contribuent à la mesure du bien-être. Il est démontré que la structure du bien-être s'organise autour de trois facteurs discriminant correctement des dimensions distinctes du bien-être et que cette structure est invariante selon le sexe et à travers les échantillons interrogés. Selon la taxonomie consensuelle prônée par Cosmin, l'EMMBEP23 satisfait la validité de construit et présente une bonne fidélité. Pris dans leur ensemble, ces résultats suggèrent que l'EMMBEP23 est un outil permettant une mesure fiable du bien-être des étudiants en formation de santé.

Les analyses corrélationnelles réalisées dans ce travail ont mis en évidence des interactions entre le bien-être, la résilience, l'anxiété générale et le stress perçu. À la connaissance des auteurs, ce travail constitue la première caractérisation des interactions entre ces trois construits et le bien-être d'étudiants francophones en formation de santé. Les résultats montrent que le bien-être est fortement corrélé avec la résilience (corrélation positive) et avec l'anxiété générale ou le stress perçu (corrélations négatives). Les analyses décrites ici corroborent de précédentes observations réalisées pour d'autres populations étudiantes (Delgado et al., 2021 ; Jia et al., 2022 ; Klainin-Yobas et al., 2021 ; Lipson et al., 2022 ; Thanōi et al., 2023 ; Yu & Chae, 2020). Toutefois, pour aussi fortes qu'elles soient, les corrélations indiquent qu'il n'existe pas de colinéarité multiple entre le bien-être et ces trois construits. Cette considération permettra d'explorer ultérieurement si la résilience représente un facteur de protection et si l'anxiété ou le stress constituent des facteurs de risque pour le bien-être des étudiants en formation de santé en France.

Enfin, il est important de noter que les trois échantillons correspondaient à des étudiants interrogés avant (P1 2019-2020), pendant (étudiants en odontologie 2020-2021) et au sortir (P1 2021-2022) des périodes de confinement liées à la pandémie de COVID-19. Le modèle à six facteurs

n'a pu ajuster correctement aucun jeu de données, ce qui suggère que l'inadéquation de ce modèle explicatif du bien-être n'est pas dépendante de cette pandémie. En revanche, la stabilité du modèle à trois facteurs au travers des trois jeux de données suggère que la pandémie n'a pas affecté la structure du bien-être de ces étudiants.

Discussion sur la structure

Les données montrent que l'EMMBEP23 permet toujours une estimation du BES et du BEP. En effet, les facteurs confiance en soi et contrôle de soi et compétences sociales relèvent du BEP, tandis que le facteur vie équilibrée et attrayante se rapproche d'une dimension (vie harmonieuse) évoquée par Kjell et al. (2016), par Garcia et al. (2020) et par Nima et al. (2020a, 2020b) dans un modèle tridimensionnel du BES. Toutefois, les analyses réalisées ici réfutent les modèles structuraux proposés précédemment (Gilbert et al., 2011 ; Massé et al., 1998a ; Monteiro et al., 2012). À l'opposé de ces travaux antérieurs, les résultats présentés dans cet article s'appuient sur une méthodologie rigoureuse. Par conséquent, la divergence constatée quant à la structure de l'EMMBEP ne provient pas d'un biais méthodologique. Nous avançons deux hypothèses en guise d'interprétation : 1) les caractéristiques spécifiques des participants sont responsables des différences, 2) la structure même du bien-être a évolué au travers des générations.

Un changement lié aux caractéristiques spécifiques des répondants

Plusieurs travaux reposant sur une mesure du bien-être par l'échelle WEMWBS ont déjà montré un changement de structure du bien-être, associé à des caractéristiques de répondants. Des divergences structurales (modèles à un ou à trois facteurs, modèle bifactoriel) ont ainsi été rapportées en lien avec le profil (adultes vs étudiants vs adolescents) et avec la nationalité des répondants (Fung, 2019 ; Konaszewski et al., 2021 ; Ringdal et al., 2018 ; Sarasjarvi et al., 2023 ; Shannon et al., 2020). Le profil des répondants utilisé pour les analyses structurales de l'EMMBEP diffère selon les rapports : population générale chez Massé et al. (1998a), jeunes travailleurs (18-30 ans) chez Gilbert et al. (2011), étudiants (de formation non précisée) chez Monteiro et al. (2012) et étudiants en formation de santé (cette étude). Rappelons que ces derniers sont engagés dans un processus de formation très sélectif (étudiants de première année) ou bien sont régulièrement exposés à la maladie et à la souffrance de patients (étudiants en odontologie). Cette différence de profil peut expliquer en partie ou en totalité les modifications structurales observées.

Un changement du modèle lié à une évolution générationnelle

Les différences structurales peuvent également être attribuables à une évolution entre générations. La question n'est pas ici d'estimer statistiquement des différences intergénérationnelles de scores comme rapporté par Khan et al. (2021), mais d'envisager que la structure du bien-être ait changé au cours des générations.

En effet, l'échantillon utilisé par Massé et al. (1998a) correspondait à des personnes appartenant à la génération silencieuse (nées entre 1930 et 1945), à la génération des baby-boomers (nées entre 1946 et 1964) et à des personnes des générations X (nées entre 1965 et 1979) et Y (nées entre 1980 et 1995), selon la classification décrite par Twenge (2023). L'échantillon utilisé par Monteiro et al. (2012) était constitué de personnes appartenant à la génération Y. Dans ce dernier rapport, le bonheur, qui représente une dimension affective du BES, constituait la dimension principale du bien-être. Les personnes interrogées ici étaient nées entre 1995 et 2010, ce qui les plaçait dans la génération Z, une génération apparue concomitamment à l'avènement d'Internet et à l'utilisation généralisée des ordinateurs, des téléphones portables et des réseaux sociaux (Christensen et al., 2018). Les résultats montrent que la dimension bonheur a totalement disparu de la structure du bien-être et que la confiance en soi et le contrôle de soi constitue la dimension principale du bien-être. Cette observation suggère que la dimension affective pourrait être minorée ou obliérée du bien-être chez des personnes de la génération Z, pour lesquelles une dégradation de l'empathie et de l'intelligence émotionnelle en regard des générations antérieures a été précédemment rapportée (Křeménková et al., 2017 ; Machová et al., 2020).

L'ensemble des observations réalisées dans ce travail doit aussi être rapproché du travail de revue de Barhate et Dirani (2022) qui identifie les facteurs intrinsèques et extrinsèques déterminants pour le choix d'une carrière professionnelle chez des personnes de la génération Z. Parmi ces facteurs, certains apparaissent clairement comme contributifs au bien-être tel qu'estimé par l'EMMBEP23, dont une forte confiance en soi et un besoin de relations interpersonnelles professionnelles, liés à des compétences sociales développées, qui sont décrits comme des facteurs intrinsèques. De même, l'équilibre entre vie personnelle et vie professionnelle (vie équilibrée) apparaît comme un facteur extrinsèque important dans le choix de leur carrière professionnelle. Il est donc possible que les étudiants interrogés dans ce travail associent fortement le concept de bien-être

(subjectif et psychologique) à leur motivation académique. À l'appui de cette hypothèse, une corrélation positive entre le bien-être et la motivation a été mise en évidence pour des étudiants en sciences de l'éducation (González Olivares et al., 2020). Des futures recherches devront étudier les interactions entre motivation académique, force de motivation et bien-être chez les étudiants en formation de santé.

Les limites du travail

Bien que cette étude se soit appuyée sur des critères méthodologiques solides, certaines limites empêchent la généralisation des observations qui y sont rapportées. Tout d'abord, la conception de l'enquête correspond à un projet de recherche monocentrique mené exclusivement à l'Université de Nantes. D'autre part, la population interrogée était uniquement composée d'étudiants en formation de santé dont 92% correspondaient à des étudiants de première année de formation en santé engagés dans un processus d'orientation très sélectif (voir Introduction). Il n'est pas exclu que le stress et/ou l'anxiété éprouvés par ces étudiants aient introduit un biais dans leur participation et dans certaines réponses. Les ratios selon le sexe calculés pour les différents échantillons étaient plus élevés que ceux observés dans la population des étudiants en formation de santé de l'Université de Nantes, et ils variaient d'un échantillon à l'autre. Enfin, cette étude n'a pas porté sur le bien-être étudiant dans toutes les formations de santé dispensées à l'Université de Nantes. Des recherches reposant sur l'utilisation de l'EMMBEP23 sont actuellement en cours afin d'estimer directement le bien-être des étudiants en formations médicale et pharmaceutique.

Conclusion

Ce travail a été conçu comme un préalable nécessaire à des recherches plus approfondies sur le bien-être d'étudiants francophones se destinant à devenir des professionnels de la santé. À cette fin, il a réexaminé les propriétés psychométriques de l'EMMBEP. Le bien-être des étudiants en formation de santé se manifeste par la confiance en soi et le contrôle de soi, par les compétences sociales et par une vie équilibrée et attrayante. Ce travail met aussi en évidence des corrélations fortes entre le bien-être de ces étudiants, leur anxiété générale, leur résilience et leur stress perçu. Les résultats encouragent la mise en place de projets visant à identifier les prédictors du bien-être chez les étudiants et à évaluer les conséquences

de décisions des gouvernances universitaires sur le bien-être étudiant. L'ensemble du travail invite aussi à une réflexion globale sur l'équivalence transgénérationnelle des instruments de mesure utilisés en sciences de l'éducation et en psychologie.

Révision linguistique : Marie-Claire Legaré

Mise en page : Emmanuel Gagnon

Résumé en portugais : Eusébio André Machado

Réception : 13 novembre 2023

Version finale : 6 septembre 2024

Acceptation : 9 décembre 2024

LISTE DE RÉFÉRENCES

- Al-Sabbah, S., Darwish, A., Fares, N., Barnes, J. & Almomani, J. A. (2021). Biopsychosocial factors linked with overall well-being of students and educators during the COVID-19 pandemic. *Cogent Psychology*, 8, 1875550. <https://doi.org/10.1080/23311908.2021.1875550>
- Alharbi, E. & Smith, A. (2018). A review of the literature on stress and wellbeing among international students in English-speaking countries. *International Education Studies*, 11(5), 22-44. <https://doi.org/10.5539/ies.v11n6p22>
- Andrews, E. & Hicks, R. E. (2017). Dealing with anxiety: Relationships among interpersonal attachment style, psychological wellbeing and trait anxiety. *International Journal of Psychological Studies*, 9(4), 53-64. <https://doi.org/10.5539/ijps.v9n4p53>
- Assim, M. I. S. A., Munusamy, A., Yaccob, Y., Jusoh, N. H. M. & Janis, S. (2021). Factors influencing psychological well-being and gender among private financial sector employees in Malaysia. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 10(1), 331-351. <https://doi.org/10.6007/IJARBSS/v11-i3/8947>
- Barbayannis, G., Bandari, M., Zheng, X., Baquerizo, H., Pecor, K. W. & Ming, X. (2022). Academic stress and mental well-being in college students: Correlations, affected groups, and COVID-19. *Frontiers in Psychology*, 13, 886344. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.886344>
- Barhate, B. & Dirani, K. M. (2022). Career aspirations of generation Z: A systematic literature review. *European Journal of Training and Development*, 46(1-2), 139-157. <https://doi.org/10.1108/EJTD-07-2020-0124>
- Baselmans, B. M. L. & Bartels, M. (2018). A genetic perspective on the relationship between eudaimonic and hedonic well-being. *Science Report* 8, 14610. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-32638-1>
- 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.» *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*, 21(2), 210-223. <https://doi.org/10.1037/h0079854>
- Bolton, D. (2020). Le modèle biopsychosocial et le nouvel humanisme médical. (Trad. Julia Tinland, révisée par Élodie Giroux, Juliette Ferry-Danini). *Archives de Philosophie*, 83(4), 13-40. <https://doi.org/10.3917/aphi.834.0013>
- Bonnaud-Antignac, A., Tessier, P., Quere, M., Guihard, É., Hardouin, J. B., Nazih-Sanderson, F. & Alliot-Licht, B. (2015). Study of the stress and quality of life of first year's health students. *Journal de Thérapie Comportementale et Cognitive*, 25(2), 58-65. <https://doi.org/10.1016/j.jtcc.2015.02.001>
- Brett, C. E., Mathieson, M. L. & Rowley, A. M. (2023). Determinants of wellbeing in university students: The role of residential status, stress, loneliness, resilience, and sense of coherence. *Current Psychology*, 42, 19699-19708. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03125-8>
- Briggs, N. E. & MacCallum, R. C. (2003). Recovery of weak common factors by maximum likelihood and ordinary least squares estimation. *Multivariate Behavioral Research*, 38, 25-56. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3801_2

- Cassidy, S., Mawdsley, A., Langran, C., Hughes, L. & Willis, S. C. (2023). A large-scale multicenter study of academic resilience and well-being in pharmacy education. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 87(2), ajpe8998. <https://doi.org/10.5688/ajpe8998>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Christensen, S. S., Wilson, B. L. & Edelman, L. S. (2018). Can I relate? A review and guide for nurse managers in leading generations. *Journal of Nursing Management*, 26(6), 689-695. <https://doi.org/10.1111/jonm.12601>
- Cooke, P. J., Melchert, T. P. & Connor, K. (2016). Measuring well-being: A review of instruments. *The Counseling Psychologist*, 44(5), 730-757. <https://doi.org/10.1177/0011000016633507>
- Cosmin. COnsensus-based Standards for the selection of health Measurement Instruments, <https://www.cosmin.nl/tools/cosmin-taxonomy-measurement-properties/>
- Cummins, R. A., Eckersley, R., Pallant, J., van Vugt, J. & Misajon, R. A. (2003). Developing a national index of subjective wellbeing: The Australian unity wellbeing index. *Social Indicators Research*, 64, 159-190 (2003). <https://doi.org/10.1023/A:1024704320683>
- Das, K. V., Jones-Harrell, C., Fan, Y., Ramaswami, A., Orlove, B. & Botchwey, N. (2020). Understanding subjective well-being: perspectives from psychology and public health. *Public Health Reviews*, 41(1), 25. <https://doi.org/10.1186/s40985-020-00142-5>
- de Winter, J. & Dodou, D. (2012). Factor recovery by principal axis factoring and maximum likelihood factor analysis as a function of factor pattern and sample size. *Journal of Applied Statistics*, 39, 695-710. [10.1080/02664763.2011.610445](https://doi.org/10.1080/02664763.2011.610445)
- Delgado, C., Roche, M., Fethney, J. & Foster, K. (2021). Mental health nurses' psychological well-being, mental distress, and workplace resilience: A cross-sectional survey. *International Journal of Mental Health Nursing*, 30(5), 1234-1247. <https://doi.org/10.1111/inm.12874>
- Denckla, C. A., Cicchetti, D., Kubzansky, L. D., Seedat, S., Teicher, M. H., Williams, D. R. & Koenen, K. C. (2020). Psychological resilience: an update on definitions, a critical appraisal, and research recommendations. *European Journal of Psychotraumatology*, 11(1), 1822064. <https://doi.org/10.1080/20008198.2020.1822064>
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), 542-575. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener, E., Oishi, S., & Lucas, R. E. (2015). National accounts of subjective well-being. *American Psychologist*, 70(3), 234-242. <https://doi.org/10.1037/a0038899>
- Diener, E., Lucas, R. E. & Oishi, S. (2018). Advances and open questions in the science of subjective well-being. *Collabra. Psychology*, 4(1), 15. <https://doi.org/10.1525/collabra.115>
- Diener, E., Lucas, R. E. & Oishi, S. (2002). Subjective well-being: The science of happiness and life satisfaction. Dans C. R. Snyder & S. J. Lopez (dir.), *Handbook of positive psychology* (p. 463-473). Oxford University Press.

- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S. & Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 97(2), 143-156. doi:10.1007/s11205-009-9493-y
- Disabato, D. J., Goodman, F. R., Kashdan, T. B., Short, J. L. & Jarden, A. (2016). Different types of well-being? A cross-cultural examination of hedonic and eudaimonic well-being. *Psychological Assessment*, 28(5), 471-482. <https://doi.org/10.1037/pas0000209>
- Dodd, A. L., Priestley, M., Tyrrell, K., Cygan, S., Newell, C. & Byrom, N. C. (2021). University student well-being in the United Kingdom: A scoping review of its conceptualisation and measurement. *Journal of Mental health*, 30(3), 375-387. <https://doi.org/10.1080/09638237.2021.1875419>
- Dong, Y. & Dumas, D. (2020). Are personality measures valid for different populations? A systematic review of measurement invariance across cultures, gender, and age. *Personality and Individual Differences*, 160, 109956. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109956>
- Essadek, A. & Rabeyron, T. (2020). Mental health of French students during the Covid-19 pandemic. *Journal of Affective Disorders*, 277, 392-393. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.08.042>
- Faurie, I., Thouin, C. & Sauvezon, C. (2016). A longitudinal study of perceived stress among students: the moderating effects of self-esteem and self-efficacy. *O. S. P. L'orientation scolaire et professionnelle*, 45(1), 1-22. <https://doi.org/10.4000/osp.4700>
- Fekih-Romdhane, F., Daher-Nashif, S., Alhuwailah, A. H., Al Gahtani, H. M. S., Hubail, S. A., Shuwiekh, H. A. M., Khudhair, M. F., Alhaj, O. A., Bragazzi, N. L. & Jahrami, H. (2022). The prevalence of feeding and eating disorders symptomology in medical students: an updated systematic review, meta-analysis, and meta-regression. *Eating and Weight Disorders*, 27(6), 1991-2010. <https://doi.org/10.1007/s40519-021-01351-w>
- Ferrando, P. J. & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: origins, development and future directions. *Psicothema*, 29(2), 236-241. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Ferrando, P. J. & Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780. doi:10.1177/0013164417719308
- Fomina, T., Burmistrova-Savenkova, A. & Morosanov, V. (2020). Self-regulation and psychological well-being in early adolescence: A two-wave longitudinal study. *Behavioral sciences*, 10(3), 67. <https://doi.org/10.3390/bs10030067>
- Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Fredrickson, B. L., Grewen, K. M., Coffey, K. A., Algae, S. B., Firestone, A. M., Arevalo, J. M., Ma, J. & Cole, S. W. (2013). A functional genomic perspective on human well-being. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 110(33), 13684-13689. <https://doi.org/10.1073/pnas.1305419110>
- Fung, S.F. (2019). Psychometric evaluation of the Warwick-Edinburgh mental well-being scale (WEMWBS) with Chinese university students. *Health and Quality of Life Outcomes* 17, 46. <https://doi.org/10.1186/s12955-019-1113-1>

- Garcia, D., Al Nima, A., Granjard, A. & Cloninger, K. M. (2020). Bring balance to the force!: A biopsychosocial model of subjective well-being. *International Journal of Person Centered Medicine*, 10(2), 23-32.
- Gaudreau, P., Sanchez, X. & Blondin, J.-P. (2006). Positive and negative affective states in a performance-related setting: Testing the factorial structure of the PANAS across two samples of French-Canadian participants. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(4), 240-249. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.22.4.240>
- Gauthier, J. & Bouchard, S. (1993). A French-Canadian adaptation of the revised version of Spielberger's State-Trait Anxiety Inventory. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 25(4), 559-578. <https://doi.org/10.1037/h0078881>
- Gilbert, M.-H., Dagenais-Desmarais, V. & Savoie, A. (2011). Validation of a psychological health measure. *European Review of Applied Psychology*, 61(4), 195-203. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2011.09.001>
- Gonçalves Lourenço, T. M., da Silva Reis, A. C. R., Sáez Alvarez, E. J., Abreu-Figueiredo, R. M. S., Charepe, Z. B., Marques, G. & Franco Gonçalves, M. L. V. (2022). Predictive model of the psychological well-being of nursing students during the COVID-19 lockdown. *SAGE open nursing*, 8, 23779608221094547. <https://doi.org/10.1177/23779608221094547>
- González Olivares, Á. L., Navarro, Ó., Sánchez-Verdejo, F. J. & Muelas, Á. (2020). Psychological well-being and intrinsic motivation: Relationship in students who begin university studies at the school of education in ciudad real. *Frontiers in Psychology*, 11, 2054. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.02054>
- Guihard, G., Morice-Ramat, A., Deumier, L., Goronflot, L., Alliot-Licht, B. & Bouton-Kelly, L. (2018). Évaluer la résilience des étudiants en santé en France - adaptation et mesure de l'invariance de l'échelle CDRISC10 -. *Mesure et Évaluation en Éducation*, 41(2), 67-96. <https://doi.org/10.7202/1059173ar>
- Hartrey, L., Denieffe, S. & Wells, J. S. (2017). A systematic review of barriers and supports to the participation of students with mental health difficulties in higher education. *Mental Health & Prevention*, 6, 26-43. <https://doi.org/10.1016/j.mhp.2017.03.002>
- Henseler, J., Ringle, C. M. & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hossain, S., O'Neill, S. & Strnadová, I. (2023). What constitutes student well-being: A scoping review of students' perspectives. *Child Indicators Research*, 16, 447-483. <https://doi.org/10.1007/s12187-022-09990-w>
- Hu, L.-T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huta V. & Ryan, R. M. (2010). Pursuing pleasure or virtue: the differential and overlapping well-being benefits of hedonic and eudaimonic motives. *Journal of Happiness Studies*, 11, 735-762. <https://doi.org/10.1007/s10902-009-9171-4>
- Jia, Q., Qu, Y., Sun, H., Huo, H., Yin, H. & You, D. (2022). Mental health among medical students during COVID-19: A systematic review and meta-analysis. *Frontiers in Psychology*, 13, 846789. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.846789>
- Kaya, M. & Erdem, C. (2021). Students' well-being and academic achievement: A meta-analysis study. *Child Indicators Research*, 14, 1743-1767. <https://doi.org/10.1007/s12187-021-09821-4>

- Khan, A., Aleem, S. & Walia, T. (2021). Happiness and well-being among generation X, generation Y and generation Z in Indian context: A survey study. *Indian Journal of Positive Psychology*, 12(1), 70-76.
- Kjell, O. N. E., Daukantaitė, D., Hefferon, K. & Sikström, S. (2016). The harmony in life scale complements the satisfaction with life scale: Expanding the conceptualization of the cognitive component of subjective well-being. *Social Indicators Research*, 126(2), 893-919. <https://doi.org/10.1007/s11205-015-0903-z>
- Klainin-Yobas, P., Vongsirimas, N., Ramirez, D.Q., Sarmiento, J. & Fernandez, Z. (2021). Evaluating the relationships among stress, resilience and psychological well-being among young adults: A structural equation modelling approach. *BMC Nursing*, 20, 119. <https://doi.org/10.1186/s12912-021-00645-9>
- Konaszewski, K., Niesiołbiedzka, M. & Surzykiewicz, J. (2021). Factor structure and psychometric properties of a Polish adaptation of the Warwick–Edinburgh mental wellbeing scale. *Health and Quality of Life Outcomes*, 19(1), 70. <https://doi.org/10.1186/s12955-021-01716-w>
- Křeménková, L. & Kvintová, J. (2017). Generational and sex differences in relation to empathy among pre-graduate teachers. Dans Z. Bekirogullari, M. Y. Minas & R. X. Thambusamy (dir.), ICEEPSY 2017: Education and Educational Psychology, vol 31. *European Proceedings of Social and Behavioural Sciences* (p. 956-965). Future Academy. <https://doi.org/10.15405/epsbs.2017.10.91>
- Lei, X-Y., Xiao, L-M., Liu, Y-N. & Li, Y-M. (2016). Prevalence of depression among Chinese university students: A meta-analysis. *PLoS ONE* 11(4): e0153454. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0153454>
- Lemyre, A., Palmer-Cooper, E. & Messina, J. P. (2023). Wellbeing among university students during the COVID-19 pandemic: A systematic review of longitudinal studies. *Public Health*, 222, 125-133. <https://doi.org/10.1016/j.puhe.2023.07.001>
- Li, C. H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369-387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- Li, Z. -S. & Hasson, F. (2020). Resilience, stress, and psychological well-being in nursing students: A systematic review. *Nurse Education Today*, 90, 104440. <https://doi.org/10.1016/j.nedt.2020.104440>
- Lipson, S. K., Zhou, S., Abelson, S., Heinze, J., Jirsa, M., Morigney, J., Patterson, A., Singh, M. & Eisenberg, D. (2022). Trends in college student mental health and help-seeking by race/ethnicity: Findings from the national healthy minds study, 2013-2021. *Journal of affective disorders*, 306, 138–147. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.03.038>
- Liyanage, S., Saqib, K., Khan, A. F., Thobani, T. R., Tang, W.-C., Chiarot, C. B., AlShurman, B. A. & Butt, Z. A. (2021). Prevalence of anxiety in university students during the COVID-19 pandemic: A systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(1), 62. <http://dx.doi.org/10.3390/ijerph19010062>
- Machová, R., Zsigmond, T., Lazányi, K. & Krepszová, V. (2020). Generations and emotional intelligence: A pilot study. *Acta Polytechnica Hungarica*, 17(5), 229-247. <https://doi.10.12700/aph.17.5.2020.5.12>
- Madigan, D. J. & Curran, T. (2021). Does burnout affect academic achievement? A meta-analysis of over 100,000 students. *Educational Psychology Review*, 33, 387-405. <https://doi.org/10.1007/s10648-020-09533-1>

- Martin-Krumm, C., Fenouillet, F., Csillik, A., Kern, L., Besancon, M., Heutte, J., Paquet, Y., Delas, Y., Trousselard, M., Lecorre, B. & Diener, E. (2018). Changes in emotions from childhood to young adulthood. *Child Indicators Research*, 11, 541-561. <https://doi.org/10.1007/s12187-016-9440-9>
- Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S. & Battaglini, M. A. (1998a). Elaboration and validation of a tool to measure psychological well-being: WBMMS. *Canadian Journal of Public Health*, 89(5), 352-357. <https://doi.org/10.1007/BF03404490>
- Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S. & Battaglini, A. (1998b). The structure of mental health: Higher-order confirmatory factor analyses of psychological distress and well-being measures. *Social Indicators Research*, 45, 475-504. <https://doi.org/10.1023/A:1006992032387>
- Monteiro, S., Tavares, J. & Pereira, A. (2012). Adaptação portuguesa da escala de medida de manifestação de bem-estar psicológico com estudantes universitários - EMMBEP. *Psicologia, Saúde e Doenças*, 13(1), 61-77.
- Morgan, J. & Farsides, T. (2009). Psychometric evaluation of the meaningful life measure. *Journal of Happiness Studies*, 10, 351-366. <https://doi.org/10.1007/s10902-008-9093-6>
- Neufeld, A. & Malin, G. (2019). Exploring the relationship between medical student basic psychological need satisfaction, resilience, and well-being: A quantitative study. *BMC Medical Education*, 19, 405. <https://doi.org/10.1186/s12909-019-1847-9>
- Nima, A. A., Cloninger, M., Luchese, F., Sikström, S. & Garcia, D. (2020a). Validation of a general subjective well-being factor using classical test theory. *PeerJ*, 8, e9193. <https://doi.org/10.7717/peerj.9193>
- Nima, A. A., Cloninger, K. M., Persson, B. N., Sikström, S. & Garcia, D. (2020b). Validation of subjective well-being measures using item response theory. *Frontiers in Psychology*, 10, 3036. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.03036>
- Pascoe, M. C., Hetrick, S. E. & Parker, A. G. (2020). The impact of stress on students in secondary school and higher education. *International Journal of Adolescence and Youth*, 25(1), 104-112. <https://doi.org/10.1080/02673843.2019.1596823>
- Ramezani, F. & Ahi, Q. (2015). The effectiveness of psychoeducational interventions on improving the psychological well-being of cancer patients. *Scientific Research Quarterly of Health Psychology*, 5(1), 17-25.
- Ribeiro, Í. J., Pereira, R., Freire, I. V., de Oliveira, B. G., Casotti, C. A. & Boery, E. N. (2018). Stress and quality of life among university students: A systematic literature review. *Health Professions Education*, 4(2), 70-77. <https://doi.org/10.1016/j.hpe.2017.03.002>
- Ringdal, R., Bradley Eilertsen, M. E., Bjørnsen, H. N., Espnes, G. A. & Moksnes, U. K. (2018). Validation of two versions of the Warwick-Edinburgh mental well-being scale among Norwegian adolescents. *Scandinavian Journal of Public Health*, 46(7), 718-725. <https://doi.org/10.1177/1403494817735391>
- Ryan, R. M., & 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, 1069-1081. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>

- Ryff, C. D., Morozink Boylan, J. & Kirsch, J. A. (2021). Eudaimonic and hedonic well-being: An integrative perspective with linkages to sociodemographic factors and health. Dans M. T. Lee, L. D. Kubzansky & VanderWeele T. J. (dir.), *Measuring well-being: interdisciplinary perspectives from the social sciences and the humanities*, Oxford Academic New York. <https://doi.org/10.1093/oso/9780197512531.003.0005>
- Sáez-Alvarez, E. J., Gonçalves Lourenço, T., Freitas Pestana, C., Borges Charepe, Z., Mascarenhas Rabiais, I. & Martínez-Riera, J. R. (2020). Adaptación y validación al español de la escala de Bienestar Psicológico EMMBEP en estudiantes de Enfermería. *Revista ROL de Enfermería*, 43(9), 611-618.
- Salama-Younes, M., Ismaïl, A., Montazeri, A. & Roncin, C. (2011). Factor structure of the French Ryff's psychological well-being scales for active older adults. Dans I. Brdar, (dir.) *The human pursuit of well-being*. Springer, Dordrecht. https://doi.org/10.1007/978-94-007-1375-8_17
- Sarasjärvi, K. K., Elovainio, M., Appelqvist-Schmidlechner, K., Solin, P., Tamminen, N. & Therman, S. (2023). Exploring the structure and psychometric properties of the Warwick-Edinburgh mental well-being scale (WEMWBS) in a representative adult population sample. *Psychiatry Research*, 328, 115465. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2023.115465>
- Schmidt, M. & Hansson, E. (2018). Doctoral students' well-being: A literature review. *International Journal of Qualitative Studies on Health and Well-being*, 13(1), 1508171.
- Seoane, H. A., Moschetto, L., Orliacq, F., Orliacq, J., Serrano, E., Cazenave, M. I., Vigo, D. E. & Perez-Lloret, S. (2020). Sleep disruption in medicine students and its relationship with impaired academic performance: A systematic review and meta-analysis. *Sleep Medicine Reviews*, 53, 101333. <https://doi.org/10.1016/j.smrv.2020.101333>
- Shaheen, S. & Shaheen, H. (2016). Emotional intelligence in relation to psychological well-being among students. *The International Journal of Indian Psychology*, 3(4), 63. <https://doi.org/10.25215/0304.115>
- Shannon, S., Breslin, G., Prentice, G. & Leavey, G. (2020). Testing the factor structure of the Warwick-Edinburgh mental well-Being scale in adolescents: A bi-factor modelling methodology. *Psychiatry Research*, 293, 113393. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113393>
- Sharp, J. & Theiler, S. (2018). A review of psychological distress among university students: Pervasiveness, implications and potential points of intervention. *International Journal for the Advancement of Counselling*, 40(3), 193-212. <https://doi.org/10.1007/s10447-018-9321-7>
- Siddiqui, N., Maxwell, H. & Agaliotis, M. (2023). Health and well-being in higher education: Student perception of an Australian University. *Education Sciences*, 13(10), 1046. <https://doi.org/10.3390/educsci13101046>
- Slimmen, S., Timmermans, O., Mikolajczak-Degrauwe, K. & Oenema, A. (2022). How stress-related factors affect mental wellbeing of university students A cross-sectional study to explore the associations between stressors, perceived stress, and mental wellbeing. *PloS one*, 17(11), e0275925. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0275925>
- Strelhow, M. R. W., Sarriera, J. C. & Casas, F. (2020). Evaluation of well-being in adolescence: Proposal of an integrative model with hedonic and eudemonic aspects. *Child Indicators Research*, 13, 1439-1452. <https://doi.org/10.1007/s12187-019-09708-5>

- Tan, G. X., Soh, X. C., Hartanto, A., Goh, A. Y. & Majeed, N. M. (2023). Prevalence of anxiety in college and university students: An umbrella review. *Journal of Affective Disorders Reports*, 100658. <https://doi.org/10.1016/j.jadr.2023.100658>
- Tennant, R., Hiller, L., Fishwick, R., Platt, S., Scott Weich, J. S., Parkinson, J., Secker, J. & Stewart-Brown, S. (2007). The Warwick-Edinburgh mental well-being scale (WEMWBS): Development and UK validation. *Health Quality of Life Outcomes*, 5, 63. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-5-63>
- Thanoi, W., Vongsirimas, N., Sitthimongkol, Y. & Klainin-Yobas, P. (2023). Examining predictors of psychological well-being among university students: A descriptive comparative study across Thailand and Singapore. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20, 1875. <https://doi.org/10.3390/ijerph20031875>
- Trousselard, M., Steiler, D., Dutheil, F., Claverie, D., Canini, F., Fenouillet, F., Naughton, G., Stewart-Brown, S. & Franck, N. (2016). Validation of the Warwick-Edinburgh mental well-being scale (WEMWBS) in French psychiatric and general populations. *Psychiatry Research*, 245, 282-290. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.08.050>
- Twenge, J. M. (2023). *Generations: The real differences between Gen Z, Millennials, Gen X, boomers, and silent - and what they mean for America's future*. Simon and Schuster.
- Västfjäll, D., Friman, M., Gärling, T. & Kleiner, M. (2002). The measurement of core affect: a Swedish self-report measure derived from the affect circumplex. *Scandinavian Journal of Psychology*, 43(1), 19-31. <https://doi.org/10.1111/1467-9450.00265>
- Villieux, A., Sovet, L., Jung, S.-C. & Guilbert, L. (2016). Psychological flourishing: Validation of the French version of the Flourishing Scale and exploration of its relationships with personality traits. *Personality and Individual Differences*, 88, 1-5. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.08.027>
- Vollmer-Conna, U., Beilharz, J. E., Cvejic, E., Macnamara, C. L., Doherty, M., Steel, Z., Hadzi-Pavlovic, D., Harvey, S. B. & Parker, G. (2020). The well-being of medical students: A biopsychosocial approach. *The Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 54(10), 997-1006. <https://doi.org/10.1177/0004867420924086>
- Waterman, A. S., Schwartz, S. J., Zamboanga, B. L., Ravert, R. D., Williams, M. K., Agocha, V. B., Kim, S. Y. & Donnellan, M. B. (2010). The questionnaire for eudaimonic well-being: Psychometric properties, demographic comparisons, and evidence of validity. *The Journal of Positive Psychology*, 5(1), 41-61. <https://doi.org/10.1080/17439760903435208>
- Watkins, M. W. (2018). Exploratory factor analysis: A guide to best practice. *Journal of Black Psychology*, 44(3), 219-246. <https://doi.org/10.1177/0095798418771807>
- Watson, D., Clark, L. A. & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Wathelet, M., Horn, M., Creupelandt, C., Fovet, T., Baubet, T., Habran, E., Martignène, N., Vaiva, G. & D'Hondt, F. (2022). Mental Health Symptoms of University Students 15 Months After the Onset of the COVID-19 Pandemic in France. *JAMA Network Open*, 5(12), e2249342. <https://doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2022.49342>
- WHO. (2005). Constitution of the World Health Organization. Dans *World Health Organization: Basic documents* (45^e éd.). World Health Organization.
- Yu, J. & Chae, S. (2020). The mediating effect of resilience on the relationship between the academic burnout and psychological well-being of medical students. *Korean Journal of Medical Education*, 32(1), 13-21. <https://doi.org/10.3946/kjme.2020.149>

- Zhu, Y., Meng, R., Jiang, C., Yang, N., Huang, M., Wang, X., Zou, W., Lou, C., Xiao, R., Lu, J., Xu, J., Jiménez-Correa, U., Ma, H., Spruyt, K. & Dzierzewski, J. M. (2023). Sleep quality and subjective well-being in healthcare students: Examining the role of anxiety and depression. *Frontiers in Public Health*, *11*, 1281571. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1281571>
- Zijlmans, E. A. O., Tijmstra, J., van der Ark, L. A. & Sijsma, K. (2019). Item-score reliability as a selection tool in test construction. *Frontiers in Psychology*, *9*, 2298. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02298>

Annexe – Matériel supplémentaire : matrice de corrélation polychorique

Item	1	2	3	4	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
2	,30																						
3	,15	,04																					
4	,44	,43	,11																				
6	,21	,13	,21	,14																			
7	,14	,09	,07	,20	,21																		
8	,45	,30	,15	,32	,32	,32																	
9	,11	,13	,03	,11	,06	,29	,19																
10	,12	,07	,02	,04	,05	,09	,04	,18															
11	,04	,11	,01	,06	,16	,26	,17	,28	,42														
12	,31	,24	,23	,33	,22	,04	,18	,03	,38	,28													
13	,23	,15	,30	,14	,24	,17	,23	,06	,18	,18	,24												
14	,24	,19	,47	,19	,24	,23	,23	,07	,04	,11	,17	,55											
15	,26	,16	,20	,12	,22	,08	,12	,15	,14	,14	,17	,36	,30										
16	,00	,13	,17	,07	,20	,11	,07	,11	,10	,19	,09	,32	,30	,34									
17	,35	,27	,09	,30	,19	,13	,39	,13	,19	,14	,32	,18	,22	,16	,16								
18	,15	,18	,18	,20	,13	,14	,35	,04	,06	,10	,16	,12	,16	,04	,08	,28							
19	,41	,30	,14	,44	,23	,20	,41	,15	,18	,11	,31	,22	,22	,15	,12	,52	,28						
20	,36	,17	,04	,33	,18	,21	,38	,15	,05	,15	,12	,21	,20	,08	,13	,36	,22	,34					
21	,29	,29	,07	,34	,20	,50	,37	,29	,10	,28	,12	,16	,23	,11	,14	,21	,18	,34	,30				
22	,59	,31	,21	,47	,32	,33	,55	,17	,09	,10	,27	,23	,29	,17	,05	,38	,23	,51	,35	,49			
23	,30	,31	,04	,31	,20	,44	,34	,23	,17	,30	,20	,19	,13	,09	,12	,24	,18	,34	,27	,70	,49		
24	,50	,35	,18	,46	,20	,37	,66	,22	,08	,19	,27	,24	,27	,17	,07	,41	,34	,49	,41	,53	,71	,52	
25	,30	,26	,19	,33	,28	,41	,50	,35	,08	,17	,17	,20	,22	,08	,11	,30	,25	,36	,23	,51	,54	,48	,65

Les données correspondent au coefficient de corrélation polychorique calculé pour chaque paire d'item à partir de l'échantillon P1 2019-2020 (n = 787).