

**L'adaptation d'une échelle composite d'évaluation
des comportements de promotion de la santé pour les
adolescents et les jeunes adultes**

**Adaptation of a Composite Scale for Assessing
Health-Promoting Behaviours in Adolescents and
Young Adults**

**Adaptação de uma escala composta de avaliação
dos comportamentos de promoção da saúde para
adolescentes e jovens adultos**

Gustave Soh

ID ORCID: 0000-0002-0191-1397

Université de Yaoundé I

André Wamba

ID ORCID: 0000-0003-3938-6521

Université de Yaoundé I

Mei-Yen Chen

ID ORCID: 0000-0002-8980-1300

Chang Gung University of Science and Technology



MOTS CLÉS: adaptation, adolescents, AHPB-27, jeunes adultes, promotion de la santé

Les outils d'évaluation des comportements de promotion de la santé abondent en anglais alors qu'ils sont rares, voire quasi-inexistants en français. Cet article vise à valider un questionnaire composite d'identification des comportements pro-santé ou à risque. Les dix étapes de l'adaptation des tests/échelles de mesure psychologique de Gana et al. (2021) ont été appliquées aux données collectées auprès de 343 adolescents et jeunes adultes de 15-25 ans (moyenne = $17,6 \pm 1,76$) ayant rempli un questionnaire de 51 items issus de trois échelles préexistantes. Les analyses factorielles exploratoires et confirmatoires supportent la structure à huit dimensions avec 27 items expliquant 56,69% des variances: santé spirituelle, relation interpersonnelle, exercice physique, gestion du stress, appréciation de la vie, hygiène du sommeil, responsabilité en santé et soutien social. Le questionnaire composite d'évaluation des comportements de promotion de santé (AHPB-27) est donc valide pour identifier des comportements de promotion de la santé des adolescents et des jeunes adultes en francophonie.

KEY WORDS: adaptation, adolescents, AHPB-27, health promotion, young adults

Introduction. Health promoting behaviour tools abound in English, while they are scarce or almost non-existent in French. This article aimed to validate a composite questionnaire to identify health promoting or risky behaviours. **Method.** The ten steps of adapting psychological tests/scales provide by Gana et al. (2021) were applied to data collected from 343 adolescents and young adults aged 15-25 (mean = 17.6 ± 1.76) who completed a questionnaire of 51 items derive from three pre-existing scales. **Results.** Exploratory and confirmatory analyses support the eight dimensions structure with 27 items explaining 56.69% of variances: spiritual health; interpersonal relationship; physical exercise; stress management; appreciation of life; sleep hygiene; responsibility in health; and social support. **Conclusion.** The Composite Health Promotion Behaviour Assessment Questionnaire (AHPB-27) is valid for identifying health promoting behaviours among adolescents and young adults in the francophonie.

PALAVRAS-CHAVE: adaptação, adolescentes, AHPB-27, jovens adultos, promoção da saúde

As ferramentas de avaliação dos comportamentos de promoção da saúde estão amplamente disponíveis em inglês, mas raras ou praticamente inexistentes em francês. Este artigo tem como objetivo validar um questionário compósito para identificar comportamentos pró-saúde ou de risco. Foram aplicadas as 10 etapas de adaptação de testes/escalas de medição psicológica propostas por Gana et al. (2021) aos dados recolhidos junto de 343 adolescentes e jovens adultos, com idades entre 15 e 25 anos, que responderam a um questionário de 51 itens provenientes de três escalas preexistentes. As análises fatoriais exploratória e confirmatória sustentam uma estrutura com oito dimensões e 27 itens, explicando 56,69% das variâncias: saúde espiritual, relacionamento interpessoal, exercício físico, gestão do stress, apreciação da vida, higiene do sono, responsabilidade pela saúde e apoio social. Assim, o questionário (AHPB-27) é validado para a identificação destes comportamentos entre adolescentes e jovens adultos francófonos.

Introduction

Un style de vie sain inclut des comportements de protection de la santé et des comportements de promotion de la santé (Pender et al., 2011 ; Ping et al., 2018). Au cours des dernières décennies, les spécialistes de la santé publique ont accordé un intérêt particulier à ce concept de style de vie sain en insistant sur son importance pour la santé des personnes et de la population (Nutbeam, 2000 ; Smith et al., 2014). L'Organisation mondiale de la santé (OMS, 2004) souligne d'ailleurs qu'à l'échelle mondiale, près de 60 % du fardeau associé aux maladies sont liés au style de vie. Aujourd'hui encore, avec ce contexte de syndémie mondiale (Horton, 2020) empreint de la pandémie de COVID-19, des maladies chroniques, notamment les maladies cardiovasculaires et leurs comorbidités, la planète vit l'une de ses pires crises sanitaires. Dans un tel environnement, l'étude du style de vie et des comportements de santé devrait être au centre des préoccupations des politiques, des spécialistes en santé publique et surtout des spécialistes en promotion de la santé et en éducation à la santé. Un comportement de santé renvoie à toute activité entreprise par une personne qui croit que cette activité est saine et qui l'adopte dans le but de prévenir la maladie ou de la détecter dans une étape asymptomatique (Kasl & Cobb, 1966). Ainsi défini, le comportement de santé évoque davantage les comportements de protection de la santé.

Les comportements de protection de la santé englobent « tout comportement adopté par une personne, au regard de sa perception ou de son statut sanitaire actuel, dans le but de protéger, promouvoir ou maintenir sa santé, que ce comportement soit oui ou non objectivement efficace pour cette fin » (Harris & Guten, 1979, p. 18). Ainsi, l'adoption d'une alimentation équilibrée, la réduction de l'ingestion d'alcool ou l'arrêt de la consommation de tabac seraient des comportements préventifs (Shankland & Lamboy, 2011). Les comportements de protection de la santé nous renseignent par ailleurs sur les facteurs de risques chez les personnes (Chen et al., 2014). Dès lors, ils devraient être considérés comme une expression des tendances stabilisatrices humaines qui visent la diminution de la probabilité d'apparition d'une maladie chez les personnes (Pender et al., 2011). Si l'intérêt pour l'étude et, surtout, l'évaluation des comportements de protection de la santé n'en sont encore qu'à leurs débuts, ce n'est pas le cas pour la promotion de la santé où la littérature grise abonde tant dans la théorisation que dans la mesure.

Depuis la Charte d'Ottawa (OMS, 1986), et même un peu plus tôt avec le rapport Lalonde (1974) au Canada, la promotion de la santé a toujours eu un intérêt pour le politique. C'est le processus qui confère aux populations les moyens d'assurer un contrôle accru sur leur propre santé afin de l'améliorer (Chen et al., 2014 ; OMS, 1986). C'est au vu de l'intérêt de la promotion de la santé pour le développement de l'autonomie, ou mieux, de l'*empowerment* des personnes qu'elle a été progressivement étendue pour inclure désormais, en plus des personnes, les familles et les communautés (Walker et al., 1987). Dès lors, les actions de promotion de la santé concernent dorénavant les personnes, qui doivent décider de s'engager pour leur santé, mais aussi celle des familles, qui doivent adopter définitivement les pratiques familiales essentielles afin de réduire la morbi-mortalité des populations (Ministère de la Santé Publique [Minsanté], 2016). La promotion de la santé « prévient les maladies, améliore le bien-être, et crée les comportements sains à tous les stades de la vie » (Teng et al., 2010, p. 1865). Par conséquent, elle est devenue l'un des plus grands défis du *xxi*^e siècle (OMS, 2009) et en particulier auprès des adolescents, dans l'optique d'augmenter leur bien-être et d'atteindre leur actualisation de soi et leur accomplissement (Chang, 2010).

L'adolescence est une notion complexe à circonscrire. Elle est très souvent considérée comme une période de grandes modifications physiologiques et psychologiques ; tantôt abordée en fonction de l'âge, comme un moment

de transition d'un état à un autre, tantôt abordée comme une période de construction de l'autonomie (Boyer & Guénard, 2014). L'adolescence est une période caractérisée par de nombreux ajustements à différentes tâches et changements développementaux majeurs qui sollicitent une adaptation importante du jeune et des personnes de son entourage (Jiménez et al., 2007). Caractérisée par la construction de l'identité personnelle, l'adolescence est, selon Paré Kaboré et Nabaloum-Bakyono, un « stade de développement se situant entre l'enfance et l'âge adulte (entre 10/11 ans aux environs de 18-20 ans) caractérisé par des changements physiques, psychologiques et sociaux importants » (2014, p. 58). Toutefois, reconnaissons avec Le Bigot et al. (2004) que « l'adolescence aujourd'hui prend du temps – beaucoup – et dure longtemps : elle commence plus tôt et se termine plus tard : elle naît à onze ans pour prendre fin à 23/25 ans » (p. 12).

Un intérêt particulier devrait être porté à l'étude des comportements de promotion de la santé chez les adolescents pour plusieurs raisons. D'abord, les travaux ont montré que les expériences vécues lors de l'enfance et à l'adolescence ont des répercussions sur l'état de santé à l'âge adulte (Menahem, 2004 ; Pender et al., 2011). L'enfance, tout comme l'adolescence, seraient alors toutes deux des étapes préparatoires et nous renseigneraient sur la façon dont les personnes vivront à l'âge adulte. À ce titre, Hendricks et al. (2006) rapportent que l'adoption de bons comportements de promotion de la santé à l'âge adulte dépend du style de vie adopté très tôt pendant les premières phases de développement. Les enfants et les adolescents obèses, par exemple, ont plus de risque de le rester à l'âge adulte. Ensuite, le fait que l'adolescence soit une période de transition dynamique qui lie l'enfance à l'âge adulte (Chen et al., 2014), recommande que des actions soient entreprises avant que l'acquisition de certaines habitudes ne devienne définitive. Pour ce faire, les actions passeraient par exemple par le développement des Cinq C, soit la compétence, la confiance, le caractère, la connexion et la compassion, qui sont des attributs clés de développement d'une jeunesse positive (Pender et al., 2011). Le développement de ces Cinq C passe nécessairement par l'institution scolaire, car, à cet âge, dans toutes les nations du monde, la majorité des enfants et des adolescents fréquentent les cycles élémentaires et secondaires. Les programmes scolaires qui accordent un intérêt au développement de ces attributs aident les enfants et les adolescents à devenir des adultes sains et productifs (Pender et al., 2011).

Enfin, abordons la fragilité de l'adolescence. L'idée partagée selon laquelle l'adolescence serait une période de bonne santé pour les personnes est certes vraie, mais, a des limites. Selon l'OMS (2014), les modèles comportementaux des adolescents peuvent rapidement changer et les problèmes de santé associés peuvent inclure la prise irrégulière de repas, la mauvaise qualité du sommeil, l'inactivité, de mauvaises habitudes alimentaires et l'usage du tabac et de l'alcool. Il y a également les problèmes de la santé reproductive, la consommation illicite de la drogue, les accidents de la route, les homicides et les agressions violentes, les grossesses indésirables, les maladies chroniques et le suicide. Bref, bien qu'on ait démontré que l'adolescence est une période de vivacité et de vigueur, il ne faut pas pour autant tenir la résilience des adolescents pour acquise. C'est pourquoi des efforts doivent être déployés pour continuer d'assurer leur croissance et leur développement ultérieur (Saboga-Nunes et al., 2020) afin d'assurer à la personne de vivre le plus longtemps possible et de vieillir en bonne santé. C'est à cette fin que des chercheurs se sont attelés à étudier les déterminants de la santé ainsi qu'à élaborer et à évaluer des outils de mesure des comportements de la santé qui soient valides sur le plan psychométrique.

Durant les deux dernières décennies, des outils ont été élaborés dans le but d'évaluer des comportements de santé dans leur globalité ou d'évaluer le style de vie (Bandari et al., 2020; Hampson et al., 2019; Teng et al., 2010; Walker et al., 1987). D'autres ont été développés pour l'évaluation des comportements de protection de la santé (Harris & Guten, 1979; Ping et al., 2018; Westra, 1989). Enfin, plusieurs de ces outils évaluent les comportements de promotion de la santé (Chen et al., 2003, 2014; Chen, M.-L. et al., 2017; Hendricks et al., 2006; Gaete et al., 2019; Wang et al., 2015). Ces outils ont été élaborés pour toutes les catégories sociales dont les adultes (Wang et al., 2015), les enfants (Chen, M.-L. et al., 2017) et les adolescents (Chen et al., 2003, 2014).

Au début des années 2000, a été développé et validé un questionnaire de 40 items pour l'évaluation des comportements de promotion de la santé pour adolescents, l'*Adolescent Health Promotion scale* (AHP-40) à Taiwan (Chen et al., 2003). L'AHP-40 évalue six domaines de santé, à savoir : la nutrition, le soutien social, l'appréciation de la vie, la responsabilité en santé, la gestion du stress et la pratique de l'exercice physique. Environ 15 ans plus tard, cet outil était utilisé dans près de 15 pays et traduit dans cinq langues (Chen et al., 2014). Aussi, ce questionnaire avait-il été utilisé par plus de 212 chercheurs dans les champs professionnels de la nutrition, de

la santé scolaire, de la pédiatrie clinique, de la santé dentaire et de la santé mentale. Chen et al. lui ont identifié deux limites majeures quelques années après. Il s'agit de la durée d'administration et de la redondance de certains items à l'issue des analyses factorielles exploratoires de l'AHP-40 dans l'évaluation des comportements de promotion de la santé. Compte tenu de ces limites, ils ont développé la version abrégée de l'AHP-40, l'*Adolescent Health Promotion scale Short Form* ou AHP-SF (Chen et al., 2014). Malgré cette évolution, l'AHP-40, tout comme l'AHP-SF, souffrent de certaines limites quant à leur application en contexte francophone africain (Borsa et al., 2012; Caron, 1999; Gana et al., 2021). La première réside dans la langue des deux questionnaires et la deuxième, dans les dimensions évaluées. En effet, les versions françaises de ces outils ne sont pas disponibles, vingt ans après. De plus, ils ne permettent toujours pas d'évaluer deux dimensions importantes des comportements de promotion de la santé, à savoir : la santé spirituelle et la santé mentale.

Alors que l'OMS a reconnu depuis 2005 dans la charte de Bangkok que la promotion de la santé recouvre le bien-être tant mental que spirituel (OMS, 2005), très peu d'outils prennent en compte toutes ces dimensions. Bien plus, selon le modèle de la promotion de la santé (Pender, 1982; Pender et al., 2011) qui a servi de base à la construction de plusieurs échelles de mesure des comportements de promotion de la santé, l'évaluation que l'on accorde à une personne dans le contexte de la promotion de la santé va au-delà de son évaluation physique pour inclure au moins huit éléments dont « les modèles théoriques de santé, l'activité physique, la nutrition, le stress de la vie, la santé spirituelle, le système de soutien social, les croyances en santé et le style de vie » (p. 94). La prise en compte de la dimension santé spirituelle dans les questionnaires de promotion de la santé se trouve ainsi justifiée.

La spiritualité répond au besoin de donner un sens aux événements de la vie et se caractérise par la relation à soi, aux autres, à l'univers (Gaillard Desmedt & Shaha, 2013). La spiritualité est cet espace de soi secret où chacun construit le sens de sa vie, en s'interrogeant sur la présence au monde et une transcendance possible. Elle n'est donc pas liée à un ordre religieux et constitue le ciment de l'identité de la personne, car la transmission des valeurs spirituelles est l'idéal de toute éducation (Bwalwel, 1998; Kamara, 2007). L'éducation spirituelle a un avantage certain pour la santé en général et pour toutes les tranches d'âge. Elle contribue à la santé mentale adolescente dans les cadres scolaires (Estrada et al., 2019; Michaelson et al., 2016, 2021). La santé spirituelle évalue si l'adolescent a des croyances religieuses ou s'il

pratique de la méditation (Gaete et al., 2020). Cette dimension est prise en compte par de nombreux questionnaires destinés à mesurer les comportements de promotion de la santé (Gaete et al., 2020). L'évaluation des comportements de promotion de la santé spirituelle des adolescents est plus importante, surtout qu'il a été montré que, dans le contexte africain, il existe une corrélation entre ces comportements et le style de vie des adolescents (Jacobs et al., 2012). Bien plus, selon Paré Kaboré et Nabaloum-Bakyono (2014, p. 114), «le contexte africain se caractérise par l'importance du spirituel dans la vie du quotidien des peuples».

Bien qu'aucun modèle théorique ne prenne en considération l'ensemble des dimensions de la promotion de la santé, plusieurs auteurs soulignent la nécessité de tenir compte de la dimension santé mentale dans l'évaluation des comportements de promotion de la santé (Bandari et al., 2020 ; OMS, 2005). La santé mentale est un état de bien-être dans lequel une personne peut se réaliser, surmonter les tensions normales de la vie, accomplir un travail productif et contribuer à la vie de la communauté (OMS, 2018). Sous cet angle positif, la santé mentale est le fondement du bien-être d'une personne et du bon fonctionnement de la communauté. Toutefois, l'AHP-40 et l'AHP-SF, dans leurs dimensions, ne permettent pas d'évaluer la santé mentale des adolescents. Ils paraissent alors incomplets pour le contexte africain, où il est reconnu que la santé mentale de jeunes représente un lourd fardeau pour le système de santé (Brits, 2021). Une étude récente, réalisée par Jörns-Presentati et al. en 2021, a révélé une forte incidence des troubles mentaux et des symptômes de santé mentale chez les adolescents de 16 pays de l'Afrique subsaharienne, avec une charge plus importante que dans les pays à revenus élevés. Ces chercheurs estiment aussi que de 10 à 20% des enfants et adolescents dans le monde connaissent des problèmes de santé mentale. Cependant, en se concentrant sur le cas de l'Afrique subsaharienne, ils ont indiqué qu'un adolescent sur sept est confronté à des difficultés psychologiques et que près de dix d'entre eux répondent aux critères psychiatriques (Jörns-Presentati et al., 2021). Il semble alors nécessaire que l'évaluation des comportements de promotion de la santé chez les jeunes adolescents africains tienne compte de la santé mentale et que les interventions soient menées dans les écoles, les cliniques et les communautés. Ceci paraît plus fondamental quand nous savons qu'environ 50% des troubles mentaux se manifestent avant l'âge de 14 ans et 75% avant l'âge de 25 ans (Brits, 2021).

En plus de ces manquements et du fait que ces outils n'ont jamais été validés auprès d'une population africaine, il n'existe pas une version en langue française. Or, la langue française est la cinquième langue la plus parlée au monde. On trouve des locuteurs du français sur les cinq continents, et dans 114 pays du monde. En plus, cette langue compte plus de 300 millions de locuteurs, dont environ 177 millions d'Africains (Organisation internationale de la Francophonie, 2019). C'est pour pallier ces manquements que nous proposons d'adapter en français une échelle composite d'évaluation des comportements de promotion de la santé pour adolescents et jeunes adultes. Cette étude répond ainsi au souhait de Teng et al. (2010) de voir élaborer des outils psychométriques valides dans toutes les cultures pour évaluer des interventions innovatrices qui encouragent l'adoption de comportements sains.

Méthodologie

L'objectif et les hypothèses

L'objectif général de ce travail est d'adapter une échelle composite d'évaluation des comportements de promotion de la santé pour adolescents et jeunes adultes en langue française. Compte tenu des dimensions initiales retenues et des contingences contextuelles, nous formulons l'hypothèse qu'une structure factorielle à huit dimensions va s'ajuster de façon harmonieuse à nos données (Hypothèse 1). Par ailleurs, nous nous attendons à ce que le nouvel outil développé présente une validité de construit ainsi qu'une consistance interne acceptable (Hypothèse 2). Enfin, nous nous attendons à ce qu'une nouvelle répartition des items à l'intérieur des dimensions, différente de celle des outils initiaux, se dégage des données, du fait des influences contextuelles (Hypothèse 3).

Le type d'étude, les participants et la procédure de collecte de données

Cette étude a adopté une approche méthodologique quantitative et descriptive. Les participants ont été sélectionnés selon un double processus d'échantillonnage probabiliste. En effet, un échantillonnage aléatoire stratifié et un échantillonnage en grappes, toutes deux fondées sur la méthode d'échantillonnage dite aléatoire simple ont été appliquées successivement pour le choix l'échantillon (Ajar et al., 1983). Dans un premier temps, nous avons opéré un échantillonnage aléatoire stratifié pour choisir les établissements d'enseignement secondaire dans lesquels les données devaient

être collectées, selon quatre catégories ou strates : établissements secondaires d'enseignement général public, établissements secondaires d'enseignement général privé laïc, établissements secondaires d'enseignement général privé confessionnel et établissements d'enseignement secondaire technique. Dans un deuxième temps, un échantillonnage par grappe a permis de choisir l'échantillon (Ajar et al., 1983). Il s'agit d'une technique dont l'unité échantillonnale est un ensemble comprenant plus d'un élément de la population au lieu d'un seul, comme dans les autres méthodes. Cette technique est en fait un échantillonnage aléatoire simple où l'unité d'échantillonnage est définie par un groupe d'éléments (Ajar et al., 1983). En effet, dans chaque établissement retenu lors du premier processus d'échantillonnage, trois classes ou grappes (seconde, première et terminale) étaient ciblées pour leur fort potentiel à avoir des apprenants âgés de 15 ans et plus. Dans chacune de ces classes, tous les apprenants étaient invités à participer à l'étude, à condition de remplir les critères d'inclusion qui étaient les suivants : 1) être âgé entre 15 et 25 ans ; 2) être capable de lire et d'écrire en français ; 3) être de nationalité camerounaise et 4) accepter de signer le formulaire de consentement éclairé (pour les participants de 18 ans et plus) ou de faire signer ce formulaire par les parents ou les tuteurs (pour les moins de 18 ans). Les critères d'exclusion étaient : 1) la présence d'une maladie chronique confirmée par un médecin assermenté et pour laquelle on suit un protocole thérapeutique et 2) l'incapacité de remplir les questionnaires pour des raisons personnelles ou pour cause de langue (ne pas être apte à lire et à comprendre la langue française).

Dans la pratique, avant la collecte des données proprement dite, nous avons adressé des demandes d'autorisation aux différents chefs d'établissements tirés au sort avec en pièces jointes le protocole d'enquête, le questionnaire et le formulaire de consentement. Dès que nous avons obtenu l'accord du chef d'établissement, nous avons pris un rendez-vous pour la visite dans les salles de classes. À l'occasion, les participants ont été informés de l'enquête par les différents responsables d'établissements. À leur suite, nous avons expliqué l'objet de l'enquête, le processus de collecte de données, le mode de remplissage, le contenu et l'importance de la signature du formulaire de consentement. Par la même occasion, nous avons remis à tous les apprenants de la classe, le formulaire de consentement à signer par un parent ou un tuteur et un exemplaire de questionnaire à remplir. Le lendemain, l'appel a été fait en fonction de la liste des apprenants ayant pris les formulaires la veille. Ainsi, les élèves ont pu remettre, dans l'ordre,

les formulaires de consentement signés ou non par les parents ainsi que l'exemplaire du questionnaire, également rempli ou non. Ce deuxième jour, les questionnaires remplis à domicile ont donc été récupérés. Par ailleurs, les élèves n'ayant pas rempli leur questionnaire, malgré la signature du formulaire de consentement par un parent, ont été invités à le faire sur place. Toutefois, ils ont été informés que l'accord donné par leurs parents ne les astreignait pas au remplissage du questionnaire. À l'issue de ce processus, 71 % des élèves ont rempli leur questionnaire.

Ce processus a permis de recruter 343 participants, soit 231 filles (67,3 %) et 112 garçons (32,7 %). La limitation de la taille de l'échantillon à 343 participants a été faite en tenant compte des exigences pour réaliser une analyse factorielle (Ferguson & Cox, 1993 ; Gana et al., 2021 ; Worthington & Whittaker, 2006). Selon Dancey et Reidy (2004/2007), il serait judicieux d'avoir au moins cinq fois plus de participants que de variables. Suivant cette norme, il serait approprié pour nos analyses de recruter au moins 255 participants (5×51 items). L'âge des participants variait entre 15 et 23 ans avec un intervalle de confiance à 95 % de [17,40 – 17,77], une moyenne de 17,59 et un écart-type de 1,75. Au total, 193 participants (56,3 %) fréquentaient les lycées d'enseignement général public, 106 (30,9 %) les établissements d'enseignement public technique et 44 (12,8 %) les établissements secondaires d'enseignements général privé laïc. L'absence des données statistiques sur les participants des établissements d'enseignement secondaire privé confessionnel est due au refus des responsables de ces établissements à nous ouvrir leurs portes. Malgré nos nombreuses tentatives, nos efforts sont restés sans suite. Dans l'ensemble, 21 participants (6,1 %) fréquentaient la classe de seconde, 183 (53,4 %) la classe de première et 139 (40,5 %) la classe de terminale.

Les instruments

Trois questionnaires préexistants sont à la base du nouvel outil que nous proposons dans cet article. Il s'agit de l'AHP-40 (Chen et al., 2003), comme instrument principal, de la dimension santé spirituelle de l'*Adolescent Lifestyle Profile-Revised 2* ([ALP-R2], Gaete et al., 2019) et de la dimension santé mentale du *healthy lifestyle questionnaire for elderly*, ou Heal (Bandari et al., 2020), qui sont présentés dans cette section. En plus, un autre outil, utilisé pour évaluer la validité de construit de type convergent du nouvel outil est présenté. Il s'agit de la *Health behavior checklist*, ou HBC (Hampson et al., 2019). Son choix est expliqué par l'importance des comportements de promotion de la santé pour la qualité de vie en général.

L'AHP-40 et les deux dimensions supplémentaires

L'AHP-40

La version originale de l'AHP-40 est un questionnaire autoadministré de 40 items auquel on répond en se positionnant sur une échelle de type Likert à 5 points allant de 1 = Jamais à 5 = Toujours (Chen et al., 2003). Questionnaire pionnier dans le domaine de l'évaluation des comportements de promotion de la santé chez les adolescents, l'AHP-40 a le mérite d'être construit sur un modèle théorique de la promotion de la santé, celui de Pender (Pender & Barkauskas, 1992). Les résultats initiaux du AHP-40 ont révélé une valeur de l'indice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0,942, avec une significativité de l'indice de sphéricité de Bartlett de $p < 0,001$ (Chen et al., 2003). L'analyse en composante principale, effectuée en utilisant la rotation varimax avec normalisation Kaiser avait permis de retenir six facteurs : 1) la nutrition, 2) le soutien social, 3) l'appréciation de la vie, 4) la responsabilité en santé, 5) la gestion du stress et 6) l'exercice physique. L'alpha de Cronbach pour l'ensemble du questionnaire était de 0,932 alors que celui des six dimensions variait entre 0,748 et 0,878, soit 0,755 pour les comportements alimentaires, 0,836 pour le soutien social, 0,878 pour l'appréciation de la vie, 0,789 pour la responsabilité en santé, 0,770 pour la gestion du stress et 0,748 pour la pratique de l'exercice physique (Chen et al., 2003).

La santé spirituelle

La dimension santé spirituelle retenue dans cette étude est issue de l'*Adolescent Lifestyle Profile-Revised 2*, ou ALP-R2 (Gaete et al., 2019), une adaptation de l'*Adolescent Lifestyle Profile* de Hendricks et al. (2006), auprès de 572 adolescents chiliens. La validité de l'ALP-R2 a été testée à l'aide d'une analyse factorielle confirmatoire (AFC), avec des moindres carrés non pondérés à l'aide d'une matrice de corrélation polychorique. L'ALP-R2 avait des indicateurs d'ajustement adéquats à la suite de l'AFC. La consistance interne pour l'échelle totale était de 0,87 et, parmi les sous-échelles, l'activité physique et la santé spirituelle avaient les fiabilités les plus grandes, soit respectivement 0,85 et 0,78. Quatre des sept sous-dimensions avaient des valeurs d'alpha de Cronbach inférieures à 0,65, soit la gestion du stress 0,49, la nutrition 0,55, les relations interpersonnelles 0,61 et la perspective de vie positive 0,64. La dimension santé spirituelle était constituée de six items (Hendricks et al., 2006 ; Gaete et al., 2019).

La santé mentale

La santé mentale, l'autre dimension retenue dans cette étude, est issue du Heal (Bandari et al., 2019), un instrument de mesure du style de vie. Dans cet outil permettant de déterminer les comportements d'un style de vie sain, cette variable est dénommée santé mentale, sommeil et repos. Les items du Heal mesurent les attitudes qui permettent de rester productif dans la vie, la qualité du sommeil et la gestion du temps libre. Les résultats initiaux du Heal ont révélé une valeur de l'indice KMO de 0,85, avec une significativité de l'indice de sphéricité de Bartlett de $p < 0,0001$. Les facteurs latents ont été extraits à l'aide de l'estimation du maximum de vraisemblance et de la rotation varimax. Compte tenu des résultats obtenus à partir de l'analyse factorielle, le questionnaire final est constitué de 35 items regroupés en huit facteurs et expliquant 57,1 % de la variance observée. Les coefficients alpha de Cronbach variaient de 0,70 à 0,97, bien au-dessus du seuil acceptable pour les différentes dimensions et de 0,89 pour l'ensemble de l'échelle. La dimension santé mentale, retenue dans cette réflexion, a une consistance interne de 0,73 et est constituée de cinq items.

La mise en commun des 40 items de l'AHP-40, des six items de la dimension santé spirituelle de l'ALP-R2 (Gaete et al., 2019) et des cinq items de la dimension santé mentale du Heal (Bandari et al., 2020), a permis d'obtenir un questionnaire initial comportant 51 items. Chaque déclaration représente un comportement sain. Les adolescents et les jeunes adultes sont invités à dire à quelle fréquence ils exécutent chaque comportement, en utilisant une échelle de type Likert à 5 points avec 1 = Jamais, 2 = Rarement, 3 = Parfois, 4 = Habituellement et 5 = Toujours. Il était par ailleurs réparti en huit sous-échelles évaluant les domaines suivants : la nutrition (évalue les habitudes nutritionnelles) ; le soutien social (évalue la sensation subjective d'attachement, d'acceptation, d'être aimé, et s'ils reçoivent l'aide quand le besoin se fait sentir) ; la responsabilité en santé (évalue si les adolescents prennent soin de leur santé) ; l'appréciation de la vie (évalue si l'adolescent a une perspective positive sur le présent et le futur en matière de buts et d'attentes) ; l'exercice ou l'activité physique (évalue si les adolescents pratiquent les activités physiques ou s'ils participent à des sports) ; la gestion du stress (évalue les attitudes et les comportements personnels qui aident à réduire l'inquiétude) ; la santé spirituelle (évalue si l'adolescent a des croyances religieuses et/ou s'il pratique de la méditation) et la santé mentale (évalue si l'adolescent a des attitudes qui l'aident à se réaliser, à surmonter les tensions normales de la vie, à accomplir un travail productif et à contribuer à la vie de la communauté).

La Health behavior checklist (Hampson et al., 2019)

La liste de contrôle multidimensionnelle du comportement de santé est un questionnaire de 40 items, initialement développé par Vickers et al. (1990) pour évaluer les comportements de maintien du bien-être. La nouvelle version, dite de bonnes pratiques de santé, compte 16 items (Hampson et al., 2019). Contrairement à celui de Vickers et al. (1990) qui mesure quatre facteurs (comportement de bien-être, contrôle des accidents, prise de risque routier et consommation des substances psychoactives), le HBC de Hampson et al. (2019) mesure trois dimensions : les bonnes pratiques de santé, l'évitement des risques et les autres problèmes de santé. Comme dans la version originale, tous les items sont à la première personne et les participants répondent en évaluant à quel point chaque item est typique pour eux, sur une échelle en 5 points allant de 1 = Pas du tout moi à 5 = Tout à fait moi. Ce construit multidimensionnel est très souvent utilisé lorsque des mesures plus objectives ou plus longues ne sont pas réalisables. Ce fut le cas pour notre étude dont l'outil final était constitué de 51 items auxquels il fallait ajouter des items sur les informations sociodémographiques. La HBC sera employée à l'étape 8 de la démarche d'adaptation de Gana et al. (2021) que nous avons retenue dans ce travail, pour vérifier la validité de construit de type convergent du nouvel outil.

La procédure de traduction et la validation psychométrique

Parmi la pléthore des procédures de traduction et de validation de questionnaires qui existe, nous avons privilégié pour cette recherche, la procédure en dix étapes relatives à l'adaptation des tests et des échelles de mesure psychologiques proposée par Gana et ses collaborateurs, certes, avec quelques ajustements comme le recommandent les auteurs (Gana et al., 2021).

Selon cette procédure en dix étapes, la première consiste à demander l'autorisation auprès du titulaire du droit d'auteur (copyright) des tests/échelles de mesure en question (Gana et al., 2021). Que ces tests/échelles soient protégés ou qu'ils tombent dans le domaine public, cette autorisation permet de réduire le risque de répliquer une étude qui a été déjà faite par ailleurs et dont nous n'avons pas eu vent malgré nos efforts (Beaton et al., 2000; Gana et al., 2021). Dans cette étude, cette étape n'a été qu'une formalité en ce qui concerne l'outil principal, car un des coauteurs de ce travail en est l'auteur. Pour les deux autres dimensions, nous n'avons pas eu recours aux autorisations des titulaires des droits d'auteurs parce que nous n'avons utilisé qu'une seule dimension de ces outils, en plus du fait qu'ils

aient été publiés sous licence *Creative Commons*. L'article de Gaete et al. (2019) a été publié sous licence *Creative Commons* de type CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>) ainsi que celui de Bandari et al. (2020) autorisant ainsi l'utilisateur à partager, copier, distribuer et communiquer le matériel récupéré par tous les moyens et sous tous les formats, à condition de mentionner le nom de l'auteur. Toutefois, cette licence interdit de faire un usage commercial, en tout ou une partie, du matériel, tout comme elle interdit de restreindre les conditions d'utilisation à autrui en dehors des conditions définies dans la licence de l'œuvre originale. Dès lors, nous avons entrepris l'étape suivante : la traduction initiale.

Une traduction traditionnelle des 51 items issus des trois questionnaires à la base du nouveau questionnaire proposé dans ce travail a été faite séparément et parallèlement par trois chercheurs bilingues en sciences sociales. De manière indépendante, chacun d'eux a proposé une version préliminaire des 51 items, du dispositif de réponses et de la consigne (Tachom Waffo et al., 2022). Il s'agissait d'un psychologue de la santé, d'une épidémiologiste et d'un linguiste. Le choix de ce dernier, qui ne s'intéresse pas directement au domaine de la santé, s'explique du fait qu'il s'intéresse à l'efficacité de la communication entre les professionnels d'éducation et les apprenants au cycle secondaire. Son expérience dans l'analyse des déterminants de la bonne communication en éducation était ici visée. Ces trois personnes n'étaient pas des professionnels de la traduction (Gana et al., 2021) mais avaient le français comme langue maternelle (Ndibnu Messina Ethé, 2013). Par ailleurs, l'une de ces personnes, l'épidémiologiste, n'était pas informée des objectifs de la traduction, conformément aux recommandations de Beaton et al. (2000) pour assurer la qualité de la traduction.

Après la deuxième étape, celle de la traduction initiale, l'équipe de recherche a établi une version préliminaire définitive, issue de la synthèse des trois traductions séparées, avec l'assistance du linguiste. Les traducteurs n'ont pas tous été associés à la mise en forme de cette première version préliminaire française. L'assistance du linguiste a été sollicitée afin de s'assurer de la rédaction des items dans une forme linguistique correcte. Ensuite, un Camerounais bilingue, professionnel de la traduction, a procédé à la rétrotraduction. Il était originaire de la région du Nord-Ouest, qui a l'anglais comme langue officielle première (Beaton et al., 2000). En effet, le Cameroun est un pays bilingue ayant l'anglais et le français comme langues officielles d'égale valeur. La population est composée de 20% d'anglophones (deux régions sur dix) et de 80% de francophones

(huit régions sur dix). Cependant, dans le système éducatif, ces langues ne sont pas simultanément utilisées pour l'enseignement et l'évaluation des apprentissages, mais plutôt de façon complémentaire. Selon le sous-système d'éducation, la langue française est utilisée comme langue première et la langue anglaise comme langue seconde et vice versa. La sollicitation d'un deuxième professionnel de la traduction, comme le recommandent certains auteurs (Beaton et al., 2000) s'est révélée peu nécessaire (Caron, 1999). La tâche du rétro-traducteur a été complétée par l'assistance des auteurs de ce travail, qui maîtrisent assez bien les deux langues.

Nous avons sollicité un échantillon d'adolescents et de jeunes adultes ($n = 7$) pour le prétestage de la version préliminaire française approuvée par l'équipe de recherche, afin de vérifier le niveau de langue ainsi que la compréhension des items (Vallerand, 1989). Dans cette quatrième étape (Gana et al., 2021), ils étaient invités à lire les 51 items initiaux à haute voix et à signaler toute difficulté liée à la compréhension de la consigne, de certains mots, de certains items ou des modalités de réponses (Borsa et al., 2012). Ainsi, à chaque item, ces participants devaient évaluer la clarté de la consigne en lui attribuant un score sur une échelle Likert à 5 points allant de 1 = Pas du tout clair à 5 = Tout à fait clair. En même temps, ils étaient invités à suggérer de reformulations pour les items jugés pas du tout clair (Borsa et al., 2012). Aussi, devaient-ils donner leur avis sur la compréhension de l'échelle dans son ensemble. Après cet exercice, l'équipe de recherche a reformulé quatre items en y ajoutant des exemples entre parenthèses et a établi une deuxième version du questionnaire. Cette deuxième version a été évaluée empiriquement par un échantillon plus large ($n = 33$) que celui utilisé pour la première version, et constitué au sein de la population cible (Caron, 1999). Cette seconde évaluation n'a pas donné lieu à de nouveaux ajustements, confirmant ainsi l'intelligibilité des 51 items de la première version française de l'outil. C'est pourquoi nous l'avons soumis à un échantillon encore plus grand pour tester ses caractéristiques finales.

L'analyse des données

Les données ont été analysées à l'aide du logiciel statistique Jamovi version 1.8.2 (<https://www.jamovi.org>). Lorsque deux items d'une dimension étaient manquants, le score du sujet sur cette dimension était exclu de l'analyse statistique (Perkins et al., 2018). Par contre, si un seul item manquait, la valeur moyenne de cette dimension pour ce sujet était utilisée pour le remplacer (Josse et al., 2009; Rousseau & Bertrand, 2005).

Quatre analyses ont été conduites afin d'évaluer les qualités métrologiques de ce nouvel outil : 1) l'analyse statistique descriptive (étape 5), 2) l'analyse factorielle exploratoire (AFE) et l'analyse factorielle confirmatoire (AFC) (étape 6), 3) la consistance interne (étape 7) et 4) la validité de construit de type convergent (étape 8). L'analyse descriptive a permis de déterminer les caractéristiques de chaque item ainsi que celles de l'ensemble de l'échelle quant à la normalité de la distribution. L'AFE a servi de base pour fournir des preuves de validité basées sur la structure interne du nouvel outil. Cette analyse s'est appuyée sur le test de sphéricité de Bartlett et l'indice KMO. Pour déterminer la structure finale de notre outil, seuls les facteurs ayant une valeur propre égale ou supérieure à 1 ont été retenus (Guadagnoli & Velicer, 1988). Les facteurs qui n'étaient composés que d'un ou deux items ont aussi été éliminés. Concernant les items, nous avons appliqué une double sélection rigoureuse (Dancey & Reidy, 2004/2007) : 1) seuls les items présentant une saturation factorielle (*factor loading*) $\geq 0,50$ sur au moins un facteur ont été conservés, garantissant ainsi une contribution significative à la structure latente identifiée et 2) les items présentant des saturations croisées (*cross-loading*), c'est-à-dire corrélant significativement ($\geq 0,40$) avec plusieurs facteurs, ont été exclus afin de préserver la simplicité structurelle et la validité discriminante du modèle.

L'AFC nous a permis d'évaluer l'adéquation et la similarité entre le modèle théorique et les données collectées à partir de sa batterie d'indices, dont les indices absolus, incrémentaux et de parcimonie (Xia & Yang, 2019). Les indices d'ajustement absolus permettent d'évaluer dans quelle mesure le modèle théorique reproduit correctement les données collectées. Ils permettent aussi de vérifier la similarité entre le modèle théorique proposé et les données observées (Gana & Broc, 2018 ; Xia & Yang, 2019). Il s'agit par exemple de la valeur moyenne quadratique pondérée, *standardized root mean-square residual* (SRMR) en anglais, dont la valeur doit être inférieure à 0,05 et de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne de l'approximation, *root mean square error of approximation* (RMSEA) en anglais, dont la valeur doit être inférieure à 0,08 (Awang, 2012) ou à 0,06 (Hu & Bentler, 1999) et même, si possible, inférieure à 0,05 (Byrne, 1994 ; Hu & Bentler, 1999). Pour ces indices, les valeurs proches de 0 représentent un bon ajustement. Il y a également l'indice de qualité d'ajustement, *goodness of fit index* (GFI) en anglais, et l'indice de qualité d'ajustement corrigé, *adjusted goodness of fit index* (AGFI), dont les valeurs seuils devraient être 0,95 et 0,90, respectivement (Byrne, 1994). Les

indices incrémentaux, quant à eux, sont utilisés pour évaluer l'amélioration de l'ajustement du modèle qui est testé par comparaison à un modèle de référence plus restrictif (Xia & Yang, 2019). Les principaux indices incrémentaux sont l'indice d'ajustement normal, *normal fit index* (NFI) en anglais, l'indice d'ajustement relatif, *relative fit index* (RFI) et l'indice d'ajustement comparatif, *comparative fit index* (CFI) en anglais. Leurs valeurs seuils oscillent entre 0,90 (Byrne, 1994; Nyock Ilouga & Moussa-Mouloungui, 2019) et 0,95 (Hu & Bentler, 1999; Schumacker & Lomax, 2004). Enfin, les indices de parcimonie indiquent dans quelle mesure le modèle présente un bon ajustement pour chaque coefficient estimé (Xia & Yang, 2019). Ces indices contrôlent la surestimation du modèle en déterminant le nombre nécessaire de paramètres à estimer permettant d'atteindre le niveau d'ajustement spécifique (Hooper et al., 2008; Swami & Barron, 2019). L'objectif est d'aboutir à un meilleur dosage entre la maximisation de l'ajustement et la minimisation du nombre des coefficients estimés. Le modèle du khi-carré (χ^2) permet d'évaluer l'ajustement global et l'écart entre l'échantillon et les matrices de covariance ajustées. Sa valeur p doit être supérieure à 0,05 (c'est-à-dire que l'hypothèse d'un ajustement parfait ne peut être rejetée). Cependant, l'ajustement global du modèle est très souvent apprécié à partir du khi-carré normé (χ^2/ddl) dont la valeur doit être inférieure à 5 et, si possible, à 3 (Hooper et al., 2008; Nyock Ilouga & Moussa Mouloungui, 2019).

Ensuite, la consistance interne de l'échelle globale et de ses dimensions a été testée grâce à deux indicateurs : le coefficient alpha de Cronbach (Cronbach, 1951) et le coefficient oméga de McDonald (McDonald, 1999, cité dans Béland & Michelot, 2020). Le coefficient oméga sera noté ω dans la suite de ce travail. Chacun des coefficients sera assorti de son intervalle de confiance comme le recommandent certains auteurs (Dunn et al., 2013). Le recours simultané à ces deux critères permet d'abord d'arrimer nos résultats avec les nouvelles recommandations méthodologiques qui voudraient que le coefficient oméga soit utilisé lorsqu'il s'agit d'outils multidimensionnels comme le nôtre (Béland & Michelot, 2020; Cho, 2016; Dunn et al., 2013; Gana et al., 2021), puis d'être comparables aux données issues des études antérieures qui n'utilisaient que le coefficient alpha de Cronbach.

Enfin, et en conformité avec l'étape 8 de la démarche proposée par Gana et al. (2021) qui consiste à fournir des preuves de validité basées sur les relations entre le nouvel outil et d'autres construits du réseau nomologique, deux analyses complémentaires ont été effectuées. D'abord, la validité de

construit de type convergent a été testée. Elle s'est faite en analysant les corrélations entre le nouveau questionnaire et le HBC (Gana et al., 2021). Ensuite, la relation avec certaines variables démographiques telles que le sexe, l'âge et le parcours scolaire a été testée afin de statuer sur la manière dont ces variables diffèrent au regard du nouvel outil ou alors, pour conclure sur la capacité de celui-ci à distinguer les personnes entre elles.

Résultats

Les statistiques descriptives

Cette étape nécessite l'administration de la version adoptée, adaptée et approuvée à l'issue du prétest (étape 4) à un échantillon représentatif de la population cible et ce, afin d'analyser les items (Gana et al., 2021). Cette analyse vise à examiner les caractéristiques essentielles des items : moyenne, médiane, variance, normalité de leur distribution, leur degré de difficulté et leur potentiel de discrimination (Gana et al., 2021). Les analyses de cette cinquième étape de notre démarche sont faites sur les 51 items initiaux. Les résultats ont montré que l'ensemble des items de la distribution, les dimensions et l'instrument dans son ensemble sont distribués normalement. Les résultats des analyses descriptives des items retenus pour le nouvel outil sont consignés dans le tableau 1.

L'analyse factorielle exploratoire

L'analyse factorielle exploratoire (AFE), effectuée en utilisant la rotation varimax avec normalisation Kaiser, a permis de retenir huit facteurs avec 27 items (voir sur la figure 1) avec les statistiques suivantes : test de sphéricité de Bartlett $\chi^2 = 1896$, $df = 351$, $p < 0,001$; $KMO = 0,75$. Ces huit facteurs expliquent un total de 56,69% des variances dans les proportions variant de 9,42 à 5,99 (voir tableau 2). Aussi, les scores totaux possibles pour l'échelle varient entre 27 et 135. Le score moyen total était 3,35 ($E-T = 0,50$). En pratique, 24 items ont été retirés sur les 51 items initiaux pour trois raisons majeures. D'abord, il y a le faible poids factoriel, 13 items ayant été exclus parce qu'ils avaient un poids factoriel inférieur à 0,50 (Gana et al., 2021 ; Guadagnoli & Velicer, 1988). Il s'agit des items 1, 2, 3, 4, 5, 6, 8, 16, 17, 26, 34, 39 et 45. Ensuite, neuf items n'ont pas été retenus parce qu'ils contribuaient à des proportions acceptables dans plus d'un facteur. Il s'agit des items 15, 20, 21, 22, 23, 25, 32, 40 et 51. Enfin, deux items ont été délaissés parce qu'ils contribuaient à la formation d'un

Tableau 1
Statistiques descriptives pour tous les items du questionnaire AHPB-27

N°	Items	IC 95 % Moy.					Shapiro-Wilk
		Médiane	Moy.	E-T	Inf.	Sup.	
1	Je parle et partage mes sentiments avec les autres.	3,00	3,13	0,06	3,00	3,26	0,901***
2	Je parle de mes inquiétudes avec les autres.	3,00	3,12	0,06	2,98	3,25	0,895***
3	Je fais un effort de sourire ou rire chaque jour.	5,00	4,39	0,05	4,29	4,50	0,661***
4	J'aime rester en contact avec mes proches.	4,00	3,96	0,06	3,83	4,10	0,786***
5	Je fais un effort d'avoir les bonnes amitiés.	5,00	4,07	0,06	3,94	4,19	0,772***
6	Je parle de mes problèmes aux autres.	3,00	2,76	0,06	2,62	2,89	0,891***
7	Je lis les étiquettes des produits alimentaires quand je fais les courses.	3,00	3,27	0,07	3,12	3,42	0,859***
8	Je brosse mes dents et utilise une pâte dentifrice après le repas.	4,00	3,59	0,07	3,45	3,73	0,851***
9	Je me lave les mains avant les repas.	5,00	3,97	0,06	3,83	4,10	0,778***
10	Habituellement, je pense positif.	4,00	3,74	0,06	3,62	3,87	0,860***
11	Je fais un effort pour savoir ce qui est important pour moi.	5,00	4,32	0,05	4,22	4,43	0,703***
12	Je fais un effort pour me sentir intéressé et affronter chaque journée.	4,00	4,02	0,06	3,90	4,14	0,798***
13	Je fais l'effort de croire que ma vie a un but.	5,00	4,41	0,05	4,31	4,52	0,644***
14	J'effectue des exercices d'étirement chaque jour.	3,00	2,74	0,06	2,60	2,87	0,887***

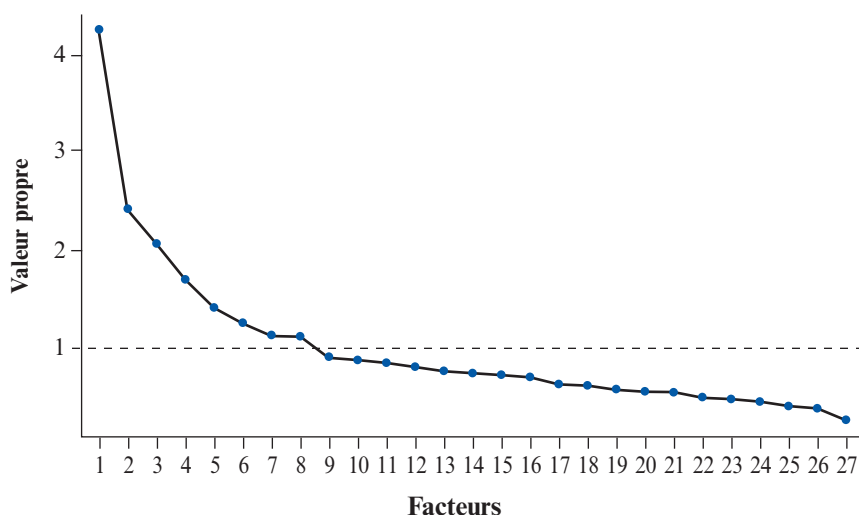
Tableau 1
Statistiques descriptives pour tous les items du questionnaire AHPB-27 (suite)

N°	Items	IC 95 % Moy.					Asymétrie	Aplatissement	Shapiro-Wilk
		Médiane	Moy.	E-T	Inf.	Sup.			
15	Je fais 30 minutes d'exercices rigoureux au moins 3 fois par semaine.	2,00	2,53	0,07	2,39	2,67	0,635	-0,701	0,860***
16	Je participe chaque semaine aux activités physiques de mise en forme à l'école ou dans mon quartier.	4,00	3,58	0,08	3,42	3,73	-0,465	-1,274	0,815***
17	Je fais l'effort de consacrer quotidiennement du temps à la relaxation.	3,00	3,12	0,07	2,97	3,27	-0,045	-1,266	0,889***
18	Je fais un effort pour déterminer la source de mon stress.	3,00	3,11	0,07	2,96	3,26	-0,088	-1,174	0,892***
19	Je fais l'effort de regarder mes changements d'humeur.	3,00	3,29	0,07	3,14	3,43	-0,221	-1,040	0,894***
20	Je dors 6 à 8 heures chaque nuit.	3,00	3,37	0,07	3,23	3,52	-0,202	-1,164	0,880***
21	Je parle avec d'autres de mes croyances spirituelles.	2,00	2,39	0,07	2,24	2,54	0,602	-0,988	0,830***
22	Je ressens qu'il y a un pouvoir supérieur qui guide ma vie.	4,00	3,30	0,09	3,12	3,47	-0,282	-1,583	0,793***
23	J'assiste à un groupe qui partage mes croyances spirituelles.	2,00	2,31	0,08	2,15	2,47	0,717	-1,017	0,779***
24	Je participe à des activités pour m'aider à grandir spirituellement.	2,00	2,63	0,08	2,47	2,79	0,397	-1,285	0,843***
25	J'utilise mes croyances spirituelles comme guide pour ce que je fais.	4,00	3,41	0,07	3,25	3,56	-0,421	-1,163	0,857***
26	Je suis satisfait de mes nuits de sommeil.	3,00	3,46	0,06	3,34	3,58	-0,191	-0,818	0,894***
27	Je me couche le soir à l'heure.	3,00	2,91	0,06	2,78	3,05	0,242	-0,941	0,899***

Note. *** $P < 0,001$.

facteur. Il s'agit des items 49 et 50. La structure finale à huit facteurs et 27 items a été obtenue après 15 itérations (voir le tableau 3). Aussi, les scores totaux possibles pour l'échelle varient-ils entre 27 et 135. Le score moyen total était 3,35 ($E-T = 0,50$). S'appuyant sur les résultats des analyses statistiques, du nombre d'items retenu, du comportement mesuré, de la cible et des instruments de mesure à la base du nouvel outil, nous l'avons appelé l'échelle composite d'évaluation des comportements de promotion de la santé pour adolescents et jeunes adultes, ci-dessous abrégée AHPB-27.

Figure 1
Nombre de facteurs ayant une valeur propre > 1



Note. Graphique présentant le nombre de facteurs ayant une valeur propre supérieure à 1

L'AHPB-27 est un instrument de mesure des comportements de promotion de la santé chez les adolescents et les jeunes adultes, constitué de 27 items. Chaque déclaration représente un comportement sain ; les adolescents et les jeunes adultes sont invités à indiquer à quelle fréquence ils exécutent chaque comportement, en utilisant une échelle de type Likert à 5 points avec 1 = Jamais, 2 = Rarement, 3 = Parfois, 4 = Habituellement et 5 = Toujours. Il évalue les domaines de santé suivants : la santé spirituelle, les relations interpersonnelles, l'exercice physique, la gestion du stress, l'appréciation de la vie, l'hygiène du sommeil, la responsabilité en santé et le soutien social.

Tableau 2
Statistiques descriptives pour les facteurs de l' AHPB-27

N°	Facteurs	Items	Moy.	E-T	Min.	Max.	Asymétrie	Aplatissement	% variance expliquée
1	Santé spirituelle	5	2,80	1,064	5	25	0,240	-0,679	9,42
2	Relation interpersonnelle	3	3,00	1,011	3	15	0,139	-0,454	7,56
3	Exercice physique	3	2,83	1,06	3	15	0,115	-0,760	7,17
4	Gestion du stress	3	3,17	1,04	3	15	-0,183	-0,705	7,13
5	Appréciation de la vie	4	4,13	0,72	4	20	-0,932	0,631	6,73
6	Hygiène du sommeil	3	3,25	0,91	3	15	-0,086	-0,460	6,41
7	Responsabilité en santé	3	3,60	0,96	3	15	-0,310	-0,685	6,28
8	Soutien social	3	4,14	0,82	3	15	-0,934	0,340	5,99
AHPB-27		27	3,35	0,50	27	135	-0,085	0,389	56,69

Tableau 3
Structure factorielle et distribution des items de l'AHPB-27

Items	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	Originalité
43. J'assiste à un groupe qui partage mes croyances spirituelles.	0,820								0,301
44. Je participe à des activités pour m'aider à grandir spirituellement.	0,777								0,370
46. J'utilise mes croyances spirituelles comme guide pour ce que je fais.	0,671								0,465
41. Je parle avec d'autres de mes croyances spirituelles.	0,635								0,479
42. Je ressens qu'il y a un pouvoir supérieur qui guide ma vie.	0,576								0,505
7. Je parle et partage mes sentiments avec les autres.		0,797							0,311
9. Je parle de mes inquiétudes avec les autres.		0,781							0,324
13. Je parle de mes problèmes aux autres.		0,750							0,340
30. J'effectue des exercices d'étirement chaque jour.			0,811						0,299
31. Je fais 30 minutes d'exercices rigoureux au moins 3 fois par semaine.			0,793						0,311
33. Je m'échauffe avant un exercice physique intense.			0,590						0,547
36. Je fais un effort pour déterminer la source de mon stress.				0,783					0,326
37. Je fais l'effort de regarder mes changements d'humeur.				0,695					0,429
35. Je fais l'effort de consacrer quotidiennement du temps à la relaxation.				0,673					0,485

Tableau 3
Structure factorielle et distribution des items de l'AHPB-27 (suite)

Items	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	Originalité
29. Je fais l'effort de croire que ma vie a un but.					0,719				0,446
28. Je fais un effort pour me sentir intéressant et affronter chaque journée.					0,699				0,459
27. Je fais un effort pour savoir ce qui est important pour moi.					0,514				0,513
24. Habituellement, je pense positif.					0,500				0,578
38. Je dors 6 à 8 heures chaque nuit.						0,706			0,470
48. Je me couche le soir à l'heure.						0,670			0,443
47. Je suis satisfait de mes nuits de sommeil.						0,629			0,491
14. Je lis les étiquettes des produits alimentaires quand je fais les courses.							0,693		0,447
18. Je brosse mes dents et utilise une pâte dentifrice après le repas.							0,688		0,431
19. Je me lave les mains avant les repas.							0,606		0,546
12. Je fais l'effort d'avoir les bonnes amitiés.								0,734	0,406
10. Je fais l'effort de sourire ou rire chaque jour.								0,711	0,436
11. J'aime rester en contact avec mes proches.								0,591	0,532

Note. F1 = Santé spirituelle; F2 = Relation interpersonnelle; F3 = Exercice physique; F4 = Gestion du stress; F5 = Appréciation de la vie; F6 = Hygiène du sommeil; F7 = Responsabilité en santé; F8 = Soutien social.

L'analyse factorielle confirmatoire

L'analyse factorielle confirmatoire (AFC) de l'AHPB-27 a été faite avec les mêmes données (Ferguson & Cox, 1993). Les résultats sont présentés dans le tableau 4. Les indices absolus, incrémentaux et de parcimonie montrent que le modèle multidimensionnel à huit facteurs est très bien ajusté aux données réelles, conformément à ce qui a été observé dans l'AFE. Ce résultat confirme ainsi notre première hypothèse. Globalement, le nouvel outil est bien ajusté. Si les indices incrémentaux sont bons, les indices absolus sont très bons ($\chi^2/\text{ddl} = 1,38$, RMSEA = 0,033, SRMR = 0,048, TLI = 0,918, CFI = 0,931). Ces indices sont suffisants et conformes aux recommandations de Kline (2015), ce qui suggère qu'au moins les indices suivants soient déclarés à la suite d'une AFC : le modèle du khi-carré, le RMSEA, le CFI et le SRMR.

Tableau 4
Résultats de l'analyse factorielle confirmatoire de l'AHPB-27

Indices	Critères	AHPB-27
$\chi^2(\text{ddl})$	-	407(296) ***
χ^2/ddl	1-3 Très bon ; 3-5 Bon	1,38
RMSEA	< 0,05 Très bon ; < 0,08 Bon	0,033
IC 90% RMSEA	Inférieure	0,024
	Supérieure	0,040
SRMR	< 0,05 Très bon ; < 0,08 Bon	0,048
TLI	> 0,95 Très bon ; > 0,90 Bon	0,918
CFI	> 0,95 Très bon ; > 0,90 Bon	0,931

Note. *** $p < 0,001$

La consistance interne de l'AHPB-27

La septième étape dans la démarche de validation d'instruments de mesure psychologique que proposent Gana et al. (2021) consiste à fournir des preuves basées sur la fiabilité et la précision des scores. Autrement dit, il s'agit d'évaluer la consistance interne du nouvel outil. En effet, lorsque l'étape précédente a été franchie avec succès, c'est-à-dire que la structure factorielle est confirmée et que les saturations factorielles sont satisfaisantes, les mêmes données peuvent servir à l'analyse de la fiabilité et de la fidélité pour apporter des preuves plaidant en faveur du degré de précision des scores au nouveau test (Gana et al., 2021). La consistance interne

de l'AHPB-27 a été évaluée à l'aide de deux coefficients, comme indiqué dans la méthodologie : le coefficient alpha de Cronbach et le coefficient oméga. Les résultats montrent que, pour ce modèle multidimensionnel à 27 items, la consistance interne est très bonne, soit $\alpha = 0,878$ et $\omega = 0,885$. L'intervalle de confiance de l'alpha de Cronbach à 95 % est de [0,842 - 0,911]. Les valeurs de l'alpha de Cronbach et du coefficient oméga des huit dimensions varient respectivement entre 0,616 et 0,844, et entre 0,622 et 0,854 (voir tableau 5).

Tableau 5
Consistance interne de l'AHPB-27 et de ses facteurs

N°	Facteurs	Items	α	ω	IC à 95 % de α
1	Santé spirituelle	5	0,844	0,854	0,798-0,885
2	Relation interpersonnelle	3	0,828	0,831	0,774-0,874
3	Exercice physique	3	0,702	0,743	0,623-0,770
4	Gestion du stress	3	0,749	0,799	0,679-0,809
5	Appréciation de la vie	4	0,687	0,696	0,611-0,654
6	Hygiène du sommeil	3	0,643	0,662	0,611-0,754
7	Responsabilité en santé	3	0,616	0,622	0,519-0,699
8	Soutien social	3	0,639	0,645	0,548-0,718
Total		27	0,878	0,885	0,842-0,911

La validité de construit de type convergent de l'AHPB-27

Pour qu'un score à un test soit valide, il est déterminant de mettre en place un processus de validation permettant d'accumuler progressivement les indices (ou des preuves) de sa validité. Parmi ces preuves, il y a celles qui sont basées sur les relations entre les scores du nouvel outil et les scores à des construits qui lui sont proches et reliés (Gana et al., 2021). Il peut être question de savoir si les scores obtenus à notre test permettent de prédire dans les faits, comme attendu, des comportements/attributs futurs. Dans ce cas, on parlera de validité prédictive. On peut aussi chercher à savoir si des scores à des tests différents mais proches sont corrélés significativement entre eux. Dans cet autre cas, on parle de validité convergente. Ces techniques permettent d'apporter des indices allant dans le sens de la confirmation de la validité des scores d'un test. Dans notre analyse de cette huitième étape, nous avons choisi de vérifier la validité de construit de type convergent de l'AHPB-27. Le HBC a été à cet effet utilisé. Les

Tableau 6
Corrélation entre les différents facteurs de l'AHPB-27 et le HBC

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	AHPB-27	HBC
F1	—									
F2	0,086	—								
F3	0,171**	0,112*	—							
F4	0,184***	0,207***	0,256***	—						
F5	0,139*	0,227***	0,254***	0,340***	—					
F6	-0,006	0,133*	0,280***	0,109*	0,147**	—				
F7	0,057	0,004	0,256***	0,167**	0,283***	0,241***	—			
F8	0,061	0,306***	0,223***	0,263***	0,306***	0,125*	0,151**	—		
AHPB-27	0,545***	0,463***	0,592***	0,588***	0,602***	0,425	0,471***	0,511***	—	
HBC	0,120*	0,097	0,305**	0,332**	0,254**	0,275**	0,372**	0,112*	0,426**	—

Note. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$; F1 = Santé spirituelle; F2 = Relation interpersonnelle; F3 = Exercice physique; F4 = Gestion du stress; F5 = Appréciation de la vie; F6 = Hygiène du sommeil; F7 = Responsabilité en santé; F8 = Soutien social

résultats (voir le tableau 6) montrent que l'AHPB-27 ainsi que ses dimensions, à l'exception de la dimension relation interpersonnelle, sont significativement corrélés avec le HBC. Ces deux résultats consolident notre deuxième hypothèse.

Les facteurs sociodémographiques et l'AHPB-27

Les analyses de variances et le test de Student ont servi pour tester les capacités de discrimination de l'AHPB-27. Les résultats ont montré que le sexe des participants ne semble pas associé de manière statistiquement significative aux résultats de l'AHPB-27 : Δ de Wilks = 0,578, $F(1,338) = 2,293$, $p = 0,131$, $\eta^2 = 0,007$. L'analyse des sous-dimensions montre aussi que le sexe n'est pas significativement associé à la santé spirituelle (Δ de Wilks = 0,602, $F(1,338) = 0,530$, $p = 0,467$, $\eta^2 = 0,002$) ; à la relation interpersonnelle (Δ de Wilks = 0,257, $F(1,338) = 0,250$, $p = 0,617$, $\eta^2 = 0,001$) ; à la gestion du stress (Δ de Wilks = 0,010, $F(1,338) = 0,009$, $p = 0,923$, $\eta^2 = 0,000$). Mais également, le sexe n'est pas associé à l'appréciation de la vie (Δ de Wilks = 1,703, $F(1,338) = 3,299$, $p = 0,070$, $\eta^2 = 0,010$) ; à l'hygiène du sommeil (Δ de Wilks = 0,133, $F(1,338) = 0,160$, $p = 0,689$, $\eta^2 = 0,000$) et au soutien social (Δ de Wilks = 2,268, $F(1,338) = 3,333$, $p = 0,069$, $\eta^2 = 0,010$). À contrario, le sexe est lié à la pratique de l'exercice physique (Δ de Wilks = 34,452, $F(1,338) = 33,137$, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,089$), car la moyenne pour les participants garçons ($M = 3,29$, $E-T = 1,05$) était plus haute que celle des participantes filles ($M = 2,61$, $E-T = 1,00$). Les garçons comparés aux filles pratiquent plus du sport. Par contre, les filles ($M = 3,70$, $E-T = 0,93$) sont plus responsables en matière de santé que les garçons ($M = 3,40$, $E-T = 0,99$). Le test confirme que le sexe est significativement associé à la responsabilité en santé (Δ de Wilks = 6,726, $F(1,338) = 7,411$, $p < 0,007$, $\eta^2 = 0,021$). Nos résultats montrent également que l'âge n'est pas significativement lié à l'ensemble des 27 items de l'AHPB-27 (Δ de Wilks = 1,138, $F(8,330) = 0,493$, $p = 0,879$, $\eta^2 = 0,011$), ni à ses sous-dimensions. Il en est de même en comparant les adolescents (13-17 ans) aux jeunes adultes (18-25 ans). Nous constatons globalement que la différence n'est pas significative (Δ de Wilks = 0,557, $F(2,337) = 1,102$, $p = 0,333$, $\eta^2 = 0,006$). Dans le cas des sous-dimensions, la situation est quasi-identique.

Discussion

Dans les sociétés multilingues, multiculturelles et multirégionales, développer des tests a-culturels (*culture free tests*) ou plutôt, culturellement équitables (*culture-fair tests*) – c'est-à-dire une évaluation culturellement impartiale, débarrassée de toute forme d'influences ethnicoculturelles sans lien direct au construit et pouvant en biaiser la mesure – est une ancienne exigence d'équité et d'éthique (Cattell, 1940, cité dans Gana et al., 2021). Afin de s'arrimer à cette ancienne exigence, notre étude s'était fixé le but d'adapter une échelle composite d'évaluation des comportements de promotion de la santé pour adolescents et jeunes adultes ainsi que ses implications et ses limites pour un usage clinique approprié chez les adolescents et les jeunes adultes. L'adolescence est une phase fragile et déterminante dont les expériences vécues ont des répercussions sur l'état de santé présent et futur de l'adolescent (Chen et al., 2014 ; Hendricks et al., 2006 ; Menahem, 2004 ; Pender et al., 2011 ; Saboga-Nunes et al., 2020). Nous avons dès lors convié les personnes âgées de 15-25 ans à répondre aux 51 items initiaux de l'AHPB-27, un questionnaire composé des items de l'AHP-40 de Chen et al. (2003) auquel ont été associées les dimensions santé spirituelle de l'ALP-R2 (Gaete et al., 2019) et santé mentale du Heal (Bandari et al., 2020).

Les analyses initiales réalisées sur une base de données de 51 items issus de trois questionnaires préexistants ont révélé une structure multidimensionnelle avec dix dimensions spécifiques et interreliées. Mais, les analyses suivantes, notamment l'analyse factorielle et la consistance interne, ont montré que la structure à huit facteurs avec 27 items et expliquant 56,69% de la variance totale était bien ajustée aux données (Hypothèse 1). C'est pourquoi le nouvel outil a été appelé AHPB-27. Dans cette étude impliquant des adolescents et des jeunes adultes camerounais, la saturation factorielle de 0,50 a été retenue (Dancey & Reidy, 2004/2007) et justifierait le nombre total des items retenus ($n = 27$) ainsi que le nombre de facteurs ($n = 8$). Les huit facteurs ont des niveaux d'importance différents au sein de notre échantillon. Nous avons trouvé que le facteur le plus important était la santé spirituelle et le moins important, le soutien social. Ils expliquent respectivement 9,42% et 5,99% de la variance totale. Ceci révèle la place que les adolescents camerounais accordent aux croyances et à la pratique de la spiritualité mais aussi aux autres facteurs. Selon Rojas-Barahona et al. (2017), le poids de chaque facteur issu d'une analyse factorielle s'expliquerait par les réalités culturelles. Dans notre étude, la

différence quant à la proportion de variances expliquées par chaque facteur est assez faible. Autrement dit, les différents facteurs ont sensiblement la même importance pour notre échantillon. Ceci serait conforme à ce que Paré Kaboré et Nabaloum-Bakyono (2014) qualifiaient d'holistique en parlant du contexte socio-psychologique africain. Le Cameroun aurait alors tendance à accorder une priorité à une approche holistique dans son processus même d'éducation.

L'AFC a montré que l'AHPB-27 était bien ajustée auprès de notre population. Elle affiche huit facteurs, comme théoriquement attendu. Toutefois, trois constats se dégagent : 1) la dimension initiale, appelée comportement alimentaire (nutrition), ne se dégage pas des huit facteurs, 2) les items de la dimension initiale dénommée soutien social constituent désormais deux facteurs indépendants et enfin, 3) une nouvelle dimension, appelée hygiène du sommeil, s'est constituée à partir des items de deux facteurs initiaux (Hypothèse 3). Diverses raisons peuvent aider à comprendre ces ajustements auprès de la population camerounaise.

Concernant la dimension nutrition, nos résultats statistiques n'ont pas permis de la retenir. De plus, aucun des six items constituant cette dimension ne contribue à la construction d'un autre facteur. Ceci serait dû au fait que les adolescents camerounais ne trouveraient pas en la façon de se nourrir un comportement de promotion de la santé (Gaete et al., 2019). Ainsi, ils ne sauraient pas que manger trois repas chaque jour, choisir les nourritures sans trop d'huile, consommer les aliments riches en fibres (comme des fruits et des légumes), boire au moins 1,5 litres d'eau par jour (soit 6–8 verres) ou encore que, le fait, pour chaque repas, d'inclure cinq groupes d'aliments (pains, viande, lait, fruits, légumes) sont des déterminants pour leur santé. Ceci est dommageable. Néanmoins, dire que les jeunes ne savent pas qu'avoir une alimentation équilibrée est bien pour la santé semble peu réaliste au vu des curricula de formation des écoles primaires camerounaises par exemple (Ministère de l'Éducation de Base [MINEDUB], 2018a, 2018b, 2018c, 2018d). Dès lors, il est plus probable d'admettre que les jeunes savent très bien qu'avoir une bonne alimentation est un comportement pro-santé pour autant qu'ils n'ont pas de pouvoir de le faire pour différentes raisons. Au Cameroun, la diversité alimentaire n'est pas assurée pour tous (Minsanté & UNICEF, 2008). Une attitude similaire a été observée chez les adolescents chiliens. En effet, ils ne considéraient pas le fait de prendre le petit déjeuner comme un comportement de promotion de la santé. Par contre, l'action de ne pas prendre le petit

déjeuner est perçu comme une action de lutte contre l'obésité (Gaete et al., 2019). La dimension nutrition présente dans le questionnaire initial est au bout du compte absente de l'AHPB-27. Cette situation n'est pas nouvelle dans la littérature. Il arrive très souvent que des items (ou un facteur) soient retirés de l'outil final pour diverses raisons. Dans le projet initial de Chen et al. (2003), leur volonté était de concevoir un outil qui mesure à la fois les comportements de promotion de la santé et de protection de la santé. Pour ce faire, les variables mesurant les comportements de protection de la santé y ont été introduites. Cependant, à la suite des analyses, aucun de ces items n'a été retenu. Chen et al. (2003) donnent plusieurs raisons à cette situation : leur distribution n'était pas normalement distribuée et les items avaient une faible saturation factorielle. Enfin, ils ajoutent que ceci indiquerait qu'«aucun participant n'était engagé dans l'adoption desdits comportements» (Chen et al., 2003, p. 109). Cette dernière explication est plus vraisemblable pour la situation de nos adolescents, étant donné que «10 à 20 % d'entre eux présentent des problèmes de malnutrition» (Minsanté & UNICEF, 2008, p. 11).

Quant à la deuxième situation, où les items d'un facteur initial se sont divisés pour former deux facteurs indépendants, une analyse des différents groupes d'items révèle la nécessité de les conserver comme constituant deux facteurs indépendants. Nous les avons désignés, pour le premier groupe, relation interpersonnelle (Dancey & Reidy, 2004/2007 ; Gaete et al., 2019). Ce facteur est constitué de trois items (Je parle et partage mes sentiments avec les autres ; Je parle de mes inquiétudes avec les autres et Je parle de mes problèmes aux autres). Leur analyse laisse transparaître l'idée ou le souhait d'extérioriser leurs états internes. Nous y voyons une volonté d'informer, d'inviter et même d'imprégner l'autre de nos souffrances afin de bénéficier de son soutien. Par ailleurs, ces items correspondent, à quelques exceptions près, aux items du facteur relation interpersonnelle de Gaete et al. (2019). Le deuxième groupe a gardé la dénomination initiale, soit soutien social. Il est constitué de trois items également : Je fais un effort d'avoir les bonnes amitiés ; Je fais un effort de sourire ou rire chaque jour et J'aime rester en contact avec les proches. Ces items traduisent bien, à notre sens, une volonté de participer au bonheur du groupe. Leur conservation garde alors toute sa pertinence. Enfin, au sujet du point 3, nous avons jugé nécessaire de maintenir ce facteur, nonobstant le fait que ses items soient une synthèse de deux facteurs initiaux. En effet, le nouveau facteur est constitué de deux items de la dimension initiale dénommée santé mentale

(Je me couche le soir à l'heure et Je suis satisfait de mes nuits de sommeil), et d'un item de la dimension initiale appelée Gestion du stress (Je dors 6 à 8 heures chaque nuit). Ce facteur est désigné Hygiène du sommeil. Une observation minutieuse permet de faire un premier constat selon lequel, tous ces items traitent de la question des comportements de promotion de la santé sous le prisme de la gestion du sommeil. Bien plus, la littérature est abondante sur le lien entre le sommeil, la gestion du stress et de notre état de santé général (Guichard et al., 2020 ; Soh et al., 2022).

La validité de l'AHPB-27 montre que ce questionnaire multidimensionnel a une assez bonne consistance interne avec $\alpha = 0,878$ et $\omega = 0,885$ (Hypothèse 2). Les valeurs de l'alpha de Cronbach et du coefficient oméga des huit dimensions varient respectivement entre 0,616 et 0,844, et entre 0,622 et 0,854 indiquant que ces valeurs sont « adéquates » selon une terminologie recensée par Taber (2017, p. 1278) et acceptables selon Nunnally (1978). Toutefois, les faibles valeurs de ces coefficients pour certaines dimensions seraient dues au nombre réduit d'items par facteur dans l'échelle globale (Tavakol & Dennick, 2011) et/ou encore à la faible corrélation entre les facteurs (Taber, 2017). Comparées à d'autres études sur la conception et/ou l'adaptation d'échelles de mesure psychologique, ces valeurs sont bien meilleures que celles rapportées par Mun et al. (2015) dans leur échelle, qui variaient entre 0,50 et 0,60. Cependant, ces coefficients doivent être considérés avec une certaine relativité. Leurs valeurs ne traduisent pas toujours dans les faits, ce qu'elles prétendent faire, soit évaluer la cohérence entre les items (Taber, 2017). Un outil peut avoir une valeur alpha de Cronbach acceptable alors que les items ne mesurent pas la même chose (voir Mun et al., 2015).

Les résultats de cette étude ont montré que l'AHPB-27 n'est pas significativement associé au sexe. À contrario, une différence significative a été relevée dans la dimension pratique de l'exercice physique entre les filles et les garçons. Ces derniers ont des scores supérieurs à ceux des filles. Ce même résultat avait été obtenu par Gaete et al. (2019) auprès des adolescents latino-américains. Ces conclusions sont logiques pour plus d'une raison. D'abord, selon Miller et al. (1993), les garçons rapportent toujours être plus actifs physiquement que les filles dans toutes les études, quelle que soit la tranche d'âge. Bien plus, l'environnement scolaire tend à favoriser les garçons par rapport aux filles dans la pratique du sport (Gaete et al., 2019). À titre d'exemple, l'éducation physique dans les écoles reste encore dominée par les sports tels que le football qui est plus encouragé chez

les garçons que chez les filles. Cet entraînement scolaire peut augmenter l'intérêt des garçons pour les sports et en même temps, décourager des filles dans la pratique des activités physiques. Notre analyse relève également une différence significative entre les garçons et les filles, mais cette fois-ci sur les comportements de responsabilité en santé. Ici, les scores des filles étaient supérieurs à ceux des garçons.

Les forces et les faiblesses de l'AHPB-27

Les forces du nouveau questionnaire résident premièrement dans la vaste gamme des comportements de promotion de la santé qu'il mesure. Ce questionnaire est le premier outil à mesurer huit domaines des comportements de promotion (exclusivement) de la santé. Une deuxième force est l'importante saturation factorielle des items qui composent l'AHPB-27. En effet, l'ensemble de ses 27 items ont des saturations factorielles supérieures à 0,50. Enfin, une autre de ses forces est liée au temps d'administration. Avec 27 items, le questionnaire AHPB-27 se présente comme le plus court des outils mesurant les comportements de promotion de la santé après l'AHP-SF (Chen et al., 2014).

Cependant, cette étude n'est pas sans limites. Ainsi, des différences culturelles peuvent exister entre adolescents des différentes régions géographiques du Cameroun ou au regard des quatre grandes aires culturelles du pays. Notre étude a été menée dans une petite partie de la ville de Yaoundé, capitale politique du pays. Bien que ce soit une ville cosmopolite, il serait intéressant d'éprouver les qualités métrologiques de ce nouvel outil dans les autres régions du pays. En plus, l'AFE et l'AFC n'ont pas été faites sur deux échantillons différents comme le recommandent certaines études. Cette situation qui pourrait être responsable d'un surajustement de notre modèle est attribuable à la taille limitée de l'échantillon de l'étude, que nous n'avons pas pu diviser en deux pour réaliser les deux analyses sur des échantillons différents. Il conviendra alors d'élargir l'échantillon dans les études futures. L'adolescence est une période qui commence, selon de nombreuses sources, vers 13 ans. Or, cette étude n'a pris en compte que les personnes ayant 15 ans et plus. Il faudrait donc tester la validité de l'instrument auprès de cette catégorie. Une autre limite de ce nouveau questionnaire est qu'il ne permet pas de mesurer tous les aspects du comportement de promotion de la santé comme nous l'avons envisagé au début du projet.

Par exemple, il ne permet pas d'évaluer les comportements alimentaires des adolescents. Des recherches seront nécessaires pour apporter des éléments de réponses à ces différentes limites.

Enfin, notre démarche de validation était basée sur les étapes d'adaptation transculturelle de tests et d'échelles de mesure psychologiques de Gana et al. (2021). Selon cette démarche, dix étapes sont nécessaires pour réaliser une adaptation valide. Cependant, dans notre analyse, seules les huit premières étapes ont été mises en œuvre. Nous n'avons pas procédé à l'étape 9, appelée contre-validation/réplication. Elle recommande, dans la démarche de validation, de réaliser après les huit premières étapes, une nouvelle étude avec un nouvel échantillon assez large ($n > 500$) visant à répliquer l'étude à l'effet d'obtenir les mêmes résultats (structure interne, consistance interne et validité des scores). En somme, c'est une étape de vérification. Les études ultérieures utilisant l'AHPB-27 pourraient aider à la vérification de cette étape. Enfin, l'étape 10, visant à établir des normes ou des scores cliniquement significatifs pour le nouveau test, n'a quant à elle pas été soumise à l'épreuve des faits. Elle aurait permis, si l'étude de contre-validation était arrivée à tenir toutes ses promesses, à ces données de servir à établir un étalonnage, voire à définir des scores seuils et les scores cliniquement significatifs permettant de diagnostiquer ou de dépister le phénomène étudié (Gana et al., 2021). Le fait que ces deux étapes n'aient pas été réalisées dans notre étude constitue certes une limite, mais, en même temps, notre démarche reste conforme aux recommandations de Gana et al. (2021), qui reconnaissent la nécessité d'une application rigoureuse de ces étapes, sans toutefois exclure les possibilités d'une adaptation.

Conclusion

Les comportements de promotion de la santé constituent une problématique actuelle. Cependant, la perspective développementale d'un outil permettant d'évaluer ces comportements auprès des adolescents de langue française et d'origine africaine restait inexplorée. De plus, aucun outil ne capturait l'ensemble de ses dimensions possibles. Dès lors, l'objectif de cette étude était d'adapter un outil composite d'évaluation des comportements de promotion de la santé complet. L'*Adolescents health promotion behaviour scale* (AHPB-27) se présente alors comme un questionnaire composite d'évaluation des comportements de promotion de la santé pour adolescents et jeunes adultes camerounais. Il a des qualités

psychométriques valides et peut être utilisé dans différents contextes par différents professionnels. D'ailleurs, nous recommandons son usage dans le cadre scolaire par les responsables de la santé scolaire pour évaluer les comportements de promotion de la santé chez les élèves. L'AHPB-27 peut être aussi utilisé par les infirmiers et les agents des services de santé communautaire comme guide pratique pour évaluer la santé des adolescents et identifier les comportements malsains.

Révision linguistique : Marie-Claire Legaré

Mise en page : Emmanuel Gagnon

Résumé en portugais : Eusébio André Machado

Réception : 15 février 2023

Version finale : 20 mars 2024

Acceptation : 20 novembre 2024

LISTE DE RÉFÉRENCES

- Ajar, D., Dassa, C. & Gougeon, H. (1983). L'échantillonnage et le problème de la validité externe de la recherche en éducation. *Revue des sciences de l'éducation*, 9(1), 3-21. <https://doi.org/10.7202/900396ar>
- Awang, Z. (2014). *A Handbook on Structural Equation Modeling*. MPWS Rich Resources.
- Bandari, R., Shahboulaghi, F. M. & Montazeri, A. (2020). Development and psychometric evaluation of the healthy lifestyle questionnaire for elderly (heal). *Health and Quality of Life Outcomes*, 18(1), 277-285. <https://doi.org/10.1186/s12955-020-01529-3>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F. & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the Process of Cross-Cultural Adaptation of Self-Report Measures. *Spine*, 25(24), 3186-3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Béland, S. & Michelot, F. (2020). Une note sur le coefficient oméga (ω) et ses déclinaisons pour estimer la fidélité des scores. *Mesure et Évaluation en Éducation*, 43(3), 103-122. <https://doi.org/10.7202/1084526ar>
- Borsa, J. C., Damásio, B. F. & Bandeira, D. R. (2012). Cross-Cultural Adaptation and Validation of Psychological Instruments: Some Considerations. *Paidéia*, 22(53), 423-432. <http://dx.doi.org/10.1590/1982-43272253201314>
- Boyer, F. & Guénard, C. (2014). Sous-employés, chômeurs ou entrepreneurs : les jeunes faces à l'emploi. *Autrepart*, 71(3), 3-31. <https://www.cairn.info/revue-autrepart-2014-3-page-3.htm>
- Brits, E. (2021, 20 octobre). *Le lourd fardeau de la santé mentale des jeunes en Afrique*. <https://www.nature.com/articles/d44148-021-00098-x>
- Bwalwel, J. P. (1998). *Famille et habitat. Implications éthiques de l'éclatement urbain. Cas de la ville de Kinshasa*. Peter Lang.
- Byrne, B. M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows*. Thousand Sage Publications.
- Caron, J. (1999). Un guide de validation transculturelle des instruments de mesure en santé mentale. *Technical Report*. <http://dx.doi:10.13140/RG.2.1.2157.7041>
- Chang, L. C. (2010). Health Literacy, self-reported status and health promoting behaviours for adolescents in Taiwan. *Journal of Clinic Nursing*, 20(1-2), 190-196. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2009.03181.x>
- Chen, M.-L., Chou, L.-N. & Li, C.-H. (2017). Validation for the Children Health Promotion Scale: Development and Psychometric Testing. *Global Journal of Health Science*, 9(9), 1-9. <https://doi.org/10.5539/gjhs.v9n9p1>
- Chen, M.-Y., Lai, L.-J., Chen, H.-C. & Gaete, J. (2014). Development and validation of the short-form adolescent health promotion scale. *BMC Public Health*, 14, 1106-1115. <http://www.biomedcentral.com/1471-2458/14/1106>
- Chen, M.-Y., Wang, E. K., Yang, R. J. & Liou, Y. M. (2003). Adolescent health promotion scale: development and psychometric testing. *Public Health Nursing*, 20(2), 104-110. <https://doi.org/10.1046/j.1525-1446.2003.20204.x>

- Cho, E. (2016). Making reliability reliable: A Systematic approach to reliability coefficients. *Organizational Research Methods*, 19(4), 651-682. <https://doi.org/10.1177/1094428116656239>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Dancey, C. P. & Reidy, J. (2007). *Statistiques sans maths pour psychologues. SPSS pour Windows, QCM et exercices corrigés*. (3^e éd., N. Gauvit, trad.). De Boeck Université. (Publication originale en 2004).
- Dunn, T. J., Baguley, T. & Brunsden, V. (2013). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105, 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Estrada, C. A. M., Lomboy, M. F. T. C., Gregorio Jr. E. R., Amalia, E., Leynes, C. R., Quizon, R. R. & Kobayashi, J. (2019). Religious education can contribute to adolescent mental health in school settings. *International Journal of Mental Health System*, 13, 28-32. <https://doi.org/10.1186/s13033-019-0286-7>
- Ferguson, E. & Cox, T. (1993). Exploratory factor analysis: a user's guide. *International Journal of Select Assessment*, 1(2), 84-94. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2389.1993.tb00090.x>
- Gaete, J., Olivares, E., Godoy, M. I., Cárcamo, M., Montero-Marín, J., Hendricks, C. & Araya, R. (2019). Adolescent Lifestyle Profile-Revised 2: validity and reliability among adolescents in Chile. *Journal de Pediatria*, Article JPED-859. <https://doi.org/10.1016/j.jpmed.2019.11.005>
- Gaillard Desmedt, S. & Shaha, M. (2013). La place de la spiritualité dans les soins infirmiers: une revue de littérature. *Recherche en soins infirmiers*, 115(4), 19-35. <https://www.cairn.info/revue-recherche-en-soins-infirmiers-2013-4-page-19.htm>
- Gana, K., Boudouda, N. E., Ben Youssef, S., Calcagni, N. & Broc, G. (2021). Adaptation transculturelle de tests et échelles de mesure psychologiques: guide pratique basé sur les Recommandations de la Commission Internationale des Tests et les Standards de pratique du testing de l'APA. *Pratiques psychologiques*, 27(3), 223-240. <https://doi.org/10.1016/j.prps.2021.02.001>
- Gana, K. & Broc, G. (2018). *Introduction à la modélisation par équations structurales. Manuel pratique avec Lavaan*. ISTE éditions.
- Guadagnoli, E. & Velicer, W. F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. *Psychological Bulletin*, 103(2), 265-275. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.2.265>
- Guichard, K., Geoffroy, P. A., Taillard, J., Micoulaud-Franchi, J.-A., Royant-Parola, S., Poirot, I., Brion, A., D'Ortho, M.-P., Gagnadoux, F., Schroder, C., Philip, P. & Bioulac, S. (2020). Stratégies de gestion de l'impact du confinement sur le sommeil: Une synthèse d'experts. *Médecine du Sommeil*, 17(2), 108-112. <https://doi.org/10.1016/j.msom.2020.04.003>
- Hampson, S. E., Edmonds, G. W. & Goldberg, L. R. (2019). The Health Behavior Checklist: Factor structure in community samples and validity of a revised good health practices scale. *Journal of Health Psychology*, 24(8), 1103-1109. <https://doi.org/10.1177/1359105316687629>
- Harris, D. M. & Guten, S. (1979). Health-protective behavior: an exploratory study. *Journal of Health and Social Behavior*, 20(1), 17-29. <http://www.jstor.org/stable/2136475>

- Hendricks, C., Murdaugh, C. & Pender, N. (2006). The adolescent lifestyle profile: development and psychometric characteristics. *Journal Native Black Nurses Association: JNBNA*, 17(2), 1-5. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/17410753/>
- Hooper, D., Coughlan, J. & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <http://www.ejbrm.com>
- Horton, R. (2020). Offline: COVID-19 is not a pandemic [Comment]. *The Lancet*, 396(10255), 874. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)32000-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)32000-6)
- Hu, L.-T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jacobs, A. C., Viljoen, C. T. & van der Walt, J. L. (2012). Spiritual well-being and lifestyle choices in adolescents: A qualitative study among Afrikaans-speaking learners in the North West province of South Africa. *Journal of Child & Adolescent Mental Health*, 24(1), 89-98. <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.2989/17280583.2012.673493>
- Jiménez, T. I., Lehalle, H., Murgui, S. & Musitu, G. (2007). Le rôle de la communication familiale et de l'estime de soi dans la délinquance adolescente. *Revue internationale de psychologie sociale*, 2, 5-26.
- Jörns-Presentati, A., Napp, A.-K., Dessauvagie, A. S., Stein, D. J., Jonker, D., Breet, E., Charles, W., Swart, R. L., Lahti, M., Suliman, S., Jansen, R., van den Heuvel, L. L., Seedat, S. & Groen, G. (2021) The prevalence of mental health problems in sub-Saharan adolescents: A systematic review. *PLoS ONE*, 16(5), Article e0251689. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0251689>
- Josse, J., Husson, F. & Pagès, J. (2009). Gestion des données manquantes en Analyse en Composantes Principales. *Journal de la société française de statistique*, 150(2), 28-51. <http://smf.emath.fr/Publications/JSFds/>
- Kamara, M. (2007). Éducation et conquête coloniale en Afrique francophone subsaharienne. <http://journal.afroeuropa.eu/index.php/afroeuropa/article/viewFile/33/57>
- Kasl, S. V. & Cobb, S. (1966). Health Behavior, Illness Behavior, and Sick Role Behavior. *Archives of Environmental Health: An International Journal*, 12(2), 246-266. <https://doi.org/10.1080/00039896.1966.10664365>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Guilford publications.
- Lalonde, M. (1974). New perspective on the health of Canadians. A working document. <https://www.phac-aspc.gc.ca/ph-sp/pdf/perspect-eng.pdf>
- Le Bigot, J.-Y., Porton-Deterne, I. & Lott-Vernet, C. (2004). *Les 11-25*. Eyrolles.
- Menahem, G. (2004). Inégalités sociales de santé et problèmes vécus dans l'enfance. *Revue Pratique*, 54, 2255-2262.
- Michaelson, V., Brooks, F., Jirásek, I., Inchley, J., Whitehead, R., King, N., Walsh, S., Davison, C. M., Mazur, J., Pickett, W. & Spiritual Health Writing Group. (2016). Developmental patterns of adolescent spiritual health in six countries. *SSM - Population Health*, 2, 294-303. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ssmph.2016.03.006>
- Michaelson, V., Smigelskas, K., King, N., Inchley, J., Malinowska-Cieślak, M., Pickett, W. & Spiritual Health Writing Group. (2021). Domains of spirituality and their importance to the health of 75 533 adolescents in 12 countries. *Health Promotion International*, 1-11. <https://doi.org/10.1093/heapro/daab185>

- Miller, A. E., MacDougall, J. D., Tarnopolsky, M. A. & Sale, D. G. (1993). Gender differences in strength and muscle fiber characteristics. *European Journal of Applied Physiology and Occupational Physiology*, 66(3), 254-262. <https://doi.org/10.1007/BF00235103>
- Ministère de l'Éducation de Base du Cameroun. (2018a). *Curriculum de l'enseignement maternel francophone camerounais*. MINEDUB.
- Ministère de l'Éducation de Base du Cameroun. (2018b). *Curriculum de l'enseignement primaire francophone camerounais. Niveau 1 : cycle des initiations (SIL-CP)*. MINEDUB.
- Ministère de l'Éducation de Base du Cameroun. (2018c). *Curriculum de l'enseignement primaire francophone camerounais. Niveau 2 : cycle des apprentissages fondamentaux (CE1-CE2)*. MINEDUB.
- Ministère de l'Éducation de Base du Cameroun. (2018d). *Curriculum de l'enseignement primaire francophone camerounais. Niveau 3 : cycle des approfondissements (CM1-CM2)*. MINEDUB.
- Ministère de la Santé Publique & Fonds des Nations Unies pour l'enfance. (2017). *Enquête nutritionnelle et de mortalité rétrospective chez les femmes, adolescentes et enfants au Cameroun SMART 2017. Rapport final SMART, 2017*. MINSANTE.
- Ministère de la Santé Publique du Cameroun. (2016). *Stratégie sectorielle de la santé 2016-2027*. MINSANTE. <https://www.minsante.cm/site/?q=fr/content/strat%C3%A9gie-sectorielle-de-sant%C3%A9-2016-2027-1>
- Mun, J., Mun, K. & Kim, S.-W. (2015). Exploration of Korean students' scientific imagination using the scientific imagination inventory. *International Journal of Science Education*, 37(13), 2091-2112. <http://doi:10.1080/09500693.2015.1067380>
- Ndibnu Messina Ethé, J. (2013). Le français et les langues nationales (LN) au Cameroun : quelques considérations pédagogiques. *Synergies Afrique des Grands Lacs*, 2, 167-179. http://www.gerflint.fr/Base/Afrique_GrandsLacs2/messina.pdf
- Nunnally, J. C. (1978), *Psychometric theory* (2^e éd.). McGraw-Hill
- Nutbeam, D. (2000). Health literacy as a public health goal: A challenge for contemporary health education and communication strategies in the 21st century. *Health Promotion International*, 15(3), 259-267. <https://www.researchgate.net/publication/31229130>
- Nyock Ilouga, S. & Moussa-Mouloungui, A. C. (2019). Le sens du travail dans un contexte entropique. *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 26(1), 218-229.
- Organisation internationale de la Francophonie. (2019). *La langue française dans le monde 2015-2018*. Guillemard. <https://www.francophonie.org/la-langue-francaise-dans-le-monde-305>
- Organisation Mondiale de la Santé. (1986). *Charte d'Ottawa pour la promotion de la santé*. Organisation mondiale de la Santé. http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf__
- Organisation mondiale de la Santé. (2004). *Atlas of heart disease and stroke*. Organisation mondiale de la Santé.
- Organisation mondiale de la Santé. (2005). *La charte de Bangkok pour la promotion de la santé à l'heure de la mondialisation*. Organisation mondiale de la Santé.
- Organisation mondiale de la Santé. (2009). *Appel à l'action de Nairobi pour promouvoir la santé et le développement, et réduire le fossé de la mise en œuvre de la promotion de la santé*. Organisation mondiale de la Santé.
- Organisation mondiale de la Santé. (2014). *Statistiques sanitaires mondiales 2014*. Organisation mondiale de la Santé.

- Organisation mondiale de la Santé. (2018). *Cameroun : Stratégie de coopération, un aperçu*. Organisation mondiale de la Santé https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/137093/ccsbrief_cmr_fr.pdf
- Paré Kaboré, A. & Nabaloum-Bakyono, R. (2014). *Socio-psychologie de l'éducation des adultes en Afrique*. Institut de l'UNESCO pour l'apprentissage tout au long de la vie ; Les Presses universitaires d'Afrique. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000227109>
- Pender, N. J. (1982). *Health Promotion in Nursing Practice*. Appleton-Century-Crofts.
- Pender, N. J. & Barkauskas, V. H. (1992). Health promotion and disease prevention: toward excellence in nursing practice and education. *Nursing Outlook*, 40(3), 106-112. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/1614893/>
- Pender, N. J., Carolyn, L. & Murdaugh, C. (2011). *Health Promotion in Nursing Practice* (6^e éd.). Pearson.
- Perkins, N. J., Cole, S. R., Harel, O., Tchetgen Tchetgen, E. J., Sun, B., Mitchell, E. M. & Schisterman, E. F. (2018). Principled Approaches to Missing Data in Epidemiologic Studies. *American Journal of Epidemiology*, 187(3), 568-575. <http://doi:10.1093/aje/kwx348>
- Ping, W., Cao, W., Tan, H., Guo, C., Dou, Z. & Yang, J. (2018). Health protective behavior scale: Development and psychometric evaluation. *PLoS ONE* 13(1), Article e0190390. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0190390>
- Rojas-Barahona, C. A., Gaete, J., Olivares, E., Förster, C. E. Chandia, E. & Chen, M.-Y. (2017). Psychometric Evaluation of the Adolescent Health Promotion Scale in Chile: Differences by Socioeconomic Status and Gender. *The Journal of Nursing Research*, 25(6), 471-480. <http://doi:10.1097/jnr.0000000000000196>
- Rousseau, M. & Bertrand, R. (2005). Évaluation de l'efficacité des méthodes de traitement des valeurs manquantes dans le contexte de mesure de type Likert. *Mesure et Évaluation en Éducation*, 28(3), 27-49. <https://doi.org/10.7202/1087029ar>
- Saboga-Nunes, L., Levin-Zamir, D., Bittlingmayer, U., Contu, P., Pinheiro, P., Ivassenko, V., Okan, O., Comeau, L., Barry, M., Van den Broucke, S. & Jourdan, D. (2020). *Une réflexion prospective des acteurs de la promotion de la santé en réponse à l'épidémie COVID-19. Promouvoir la santé de tous en temps de crise et au-delà!* EUPHA-HP, UIPES, Chaire UNESCO Education & Santé. <https://www.uhpe.org/index.php/en/uhpenews/1366-covid19-health-promo>
- Schumacker, R. E. & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Shankland, R. & Lamboy, B. (2011). Utilité des modèles théoriques pour la conception et l'évaluation de programmes en prévention et promotion de la santé. *Pratiques psychologiques*, 17, 153-172. <https://www.researchgate.net/publication/251663925>
- Smith, D. P., Weber, M. F., Soga, K., Korda, R. J., Tikellis, G., Patel, M. I., Clements, M. S., Dwyer, T., Latz, I. K. & Banks, E. (2014). Relationship between lifestyle and health factors and severe lower urinary tract symptoms (LUTS) in 106,435 middle-aged and older Australian men: population-based study. *PLoS One*, 9(10), Article e109278. <https://doi.org/10.1371/journal>
- Soh, G., Tachom Waffo, B., Wamba A., Saah Kewihnu, H. & Wansi Nitcheu, D. J. (2022). Facteurs de santé psychologique durant le confinement dû à la COVID-19 chez les enseignants camerounais. *International Journal of Advanced Studies and Research in Africa*, 11(1), 6-18. <https://www.researchgate.net/publication/365275899>

- Swami, V. & Barron, D. (2019). Translation and validation of body image instruments: Challenges, good practice guidelines, and reporting recommendations for test adaptation. *Body image*, 31, 204-220. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2018.08.014>
- Taber, K. S. (2017). The Use of Cronbach's Alpha When Developing and Reporting Research Instruments in Science Education. *Research in Science Education*, 48, 1273–1296. <http://doi10.1007/s11165-016-9602-2>
- Tachom Waffo, B., Ngah Essomba, H. C., Tagne Nossi, A., Gouertoumbo Mete, R. A. & Mvessomba, A. E. (2022). Échelle du fatalisme en santé version française (EFS-VF): une validation de l'échelle du fatalisme en santé. *European Review of Applied Psychology*, 73, Article 100800. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2022.100800>
- Tavakol, M. & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha [Editorial]. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. <http://doi:10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Teng, H. L., Yen, M. & Fetzer, S. (2010). Health promotion lifestyle profile-II: Chinese version short form. *Journal of Advanced Nursing*, 66(8), 1864-1873. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2010.05353.x>
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires psychologiques : implications pour la recherche en langue française. *Canadian Psychology/Psychologie canadienne*, 30(4), 662-680. <https://psycnet.apa.org/record/1991-70954-001>
- Vickers, R. R., Conway, T. L. & Hervig, L. K. (1990) Demonstration of replicable dimensions of health behaviors. *Preventive Medicine*, 19(4), 377–401. [https://doi.org/10.1016/0091-7435\(90\)90037-k](https://doi.org/10.1016/0091-7435(90)90037-k)
- Walker, S. N., Sechrist, K. R. & Pender, N. J. (1987). The health-promoting lifestyle profile: Development and psychometric characteristics. *Nursing Research*, 36(2), 76–81. <https://psycnet.apa.org/record/1988-15784-001>
- Wang, J., Lee, C. M., Chang, C. F., Jane, S. W. & Chen, M. Y. (2015). The development and psychometric testing of the geriatric health promotion scale. *The Journal of Nursing Research*, 23(1), 56-64. <http://doi:10.1097/jnr.0000000000000077>
- Westra, B. D. (1989). *The multidimensionality of health protective behaviors* [Doctorat, document non publié]. Iowa State University. <https://doi.org/10.31274/rtd-180813-9000>
- Worthington, R. L. & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist*, 34, 806-838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>
- Xia, Y. & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51, 409-428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>