



Fecha de recepción: junio 25 de 2021
Fecha de aceptación: julio 13 de 2021

ARTÍCULO DE ORIGINAL

<https://dx.doi.org/10.14482/sun.38.1.618.973>

Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en estudiantes de enfermería: un análisis preliminar

Psychometric properties of psychological well-being scale (BIEPS-A) in Mexican nursing college students: a preliminary analysis

SERGIO DOMINGUEZ-LARA¹, Yolanda Campos-Uscanga²

¹ Magíster en Psicología Clínica y de la Salud otorgado por la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Doctorado en Psicología otorgado por la Universidad de San Martín de Porres. Docente. Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú. ID personal: DNI 43477056. Orcid: <http://www.orcid.org/0000-0002-2083-4278>. sdominguezmpcs@gmail.com

² Maestría en Salud Pública otorgado por la Universidad Veracruzana. Doctorado en Psicología otorgado por la Universidad Veracruzana. Investigadora. Instituto de Salud Pública, Universidad Veracruzana, Xalapa, México. ID personal: CMUSYL81093030M300. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-5114-3621>. ycampos@uv.mx.

Correspondencia: Yolanda Campos Uscanga. Instituto de Salud Pública, Universidad Veracruzana. Luis Castelazo Ayala s/n, Col. Industrial Ánimas, C.P. 91190, Xalapa, Veracruz, México. ycampos@uv.mx. Teléfono: 522288418934.

RESUMEN

Objetivo: Explorar las propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en estudiantes mexicanos del pregrado de enfermería.

Materiales y método: Se realizó un estudio instrumental, orientado a la evaluación de las propiedades psicométricas, validez y fiabilidad de la BIEPS-A. Participaron 228 estudiantes de la Licenciatura en Enfermería de una universidad pública de Oaxaca, México. Fue ejecutado un análisis factorial confirmatorio con el programa EQS 6.2, usando el método de máxima verosimilitud robusto. El modelo oblicuo fue evaluado en función de los índices de ajuste y se consideró la validez interna convergente y discriminante. La fiabilidad del constructo fue estimada con los coeficientes ω y H.

Resultados: Tras la eliminación de dos ítems por baja carga factorial, la estructura interna del BIEPS-A obtuvo un ajuste adecuado. La mayoría de los factores evidencian una varianza extraída promedio destacada ($> 0,50$), así como una correcta discriminación entre factores lo que permite la interpretación independiente de cada factor. En lo que respecta a la fiabilidad del constructo, los cuatro factores obtuvieron magnitudes aceptables ($> 0,70$) y los dos últimos elevadas ($> 0,80$).

Conclusiones: La BIEPS-A presenta características psicométricas adecuadas, y podría ser incorporada en evaluaciones masivas llevadas a cabo en estudiantes, y así valorar el grado de bienestar autorreportado.

Palabras clave: bienestar, estudiantes de enfermería, escala, psicometría, fiabilidad, validez.

ABSTRACT

Objective: The objective of this study was to explore the psychometric properties of the Scale of Psychological Well-Being for Adults (BIEPS-A) over Mexican students of nursing school.

Method: An instrumental case study was made, oriented to the study of the psychometric properties, validity and reliability of the BIEPS-A, in which 228 students from the Nursing School of a public university in Oaxaca, Mexico participated. A confirmatory factorial analysis was executed with the program EQS 6.2, using the robust maximum likelihood method. The oblique model was evaluated in accord with the adjustment indexes, and the intern convergent and discriminant validity was considered. The construct's reliability was estimated through the ω and H coefficients.

Results: It was found that, after the elimination of two items due to their low factorial charge, an adequate adjustment of the internal structure of the BIEPS-A was obtained. The

majority of factors showed a prominent average variance extracted ($> 0,50$), as well as a correct discriminant factors that allowed the independent interpretation of each factor. As for the construct's reliability, all four factors got acceptable magnitudes ($> 0,70$), and high magnitudes for the last two ($> 0,80$).

Conclusions: It was concluded that the BIEPS-A has adequate psychometric properties that make it well suited for its incorporation into massive evaluations taken on students, given that it can effectively evaluate the degree of self-reported well-being of the students.

Keywords: well-being, nursing students, scale, psychometrics, reliability, validity.

El bienestar es el resultado de la valoración que hacen las personas de sus vidas desde el punto de vista cognitivo y afectivo. Es considerado un constructo multidimensional con un componente subjetivo y otro psicológico que se complementan entre sí (1). Mientras el primero se enfoca en la felicidad, el segundo lo hace en la autorrealización y las condiciones necesarias para que una persona pueda alcanzar su potencial, incluyendo aspectos de autoaceptación, autonomía, dominio del entorno, relaciones positivas con los otros, crecimiento personal y propósito en la vida (2).

Las bases del bienestar psicológico se ubican en la *eudaimonia* formulada por Aristóteles, para quien el bienestar va más allá de la felicidad o sentirse bien, su fin más alto es lograr lo mejor que hay dentro de cada persona a través de dos grandes imperativos: “conocerse a uno mismo” y “convertirse en lo que uno es”, para lo cual se requiere discernir los talentos personales y trabajar en su desarrollo (3).

El bienestar psicológico es uno de los constructos más vigentes en la investigación por la asociación que ha sido identificada con desarrollo, envejecimiento, personalidad, experiencias familiares, trabajo, biología, salud y efectividad en procesos de intervención (3), por lo que su evaluación es necesaria, ya que se ha evidenciado como factor protector en el individuo.

En este sentido, el modelo propuesto por Ryff (2) fue base para el desarrollo de la Escala de Bienestar Psicológico en adolescentes entre 13 y 18 años de edad (BIEPS-J) (4) y su versión para adultos (BIEPS-A) (3), ambas en población argentina. En la versión original del BIEPS-A (5) mediante un análisis factorial exploratorio identificaron cuatro dimensiones que explicaron 53 % de la varianza: aceptación/control (AC), autonomía (AU), vínculos sociales (VS) y proyectos (P). La confiabilidad de la puntuación total fue aceptable ($\alpha = 0,70$), en las subescalas fue baja: .46 para

Aceptación/Control, .61 para *Autonomía*, .49 para *Vínculos* y .59 para *Proyectos* (5). Posteriormente, se realizó una adaptación de la BIEPS-A con estudiantes peruanos de pregrado de psicología (6), y bajo un enfoque confirmatorio fue evaluado un modelo de cuatro factores que tuvo índices de ajuste aceptables que dan viabilidad a esa estructura factorial, además de obtener indicadores de fiabilidad (coeficiente α) elevados en las cuatro dimensiones: .884 para *Aceptación/Control*, .836 para *Autonomía*, .871 para *Vínculos* y .908 para *Proyectos* (6).

Si bien los resultados antes mencionados son alentadores, algunos aspectos de índole psicométrica fueron omitidos en los estudios previos, como el análisis de la validez interna convergente y discriminante que permita evaluar la independencia empírica de los factores. Esto resulta de suma importancia porque si dos o más factores se correlacionan de modo tal que se superponen entre sí, no tendría sentido la interpretación de dos puntuaciones, y bastaría interpretar solo una (1,7,8). Asimismo, es necesaria la implementación de un modelo jerárquico para justificar el uso de una puntuación general, dado que sin la evidencia que indique que la presencia de dos o más factores específicos se puede explicar por la existencia de un factor general, no es posible interpretar una sola puntuación (1,7,8), o la estimación de la fiabilidad del constructo como complemento al cálculo de la fiabilidad de las puntuaciones, dado que esta última tiene requisitos específicos (p.e., tau-equivalencia o igualdad estadística de las cargas factoriales) que no siempre se logran cumplir y existe el riesgo de infraestimación de los coeficientes (9).

En este contexto, se halló que el BP se asocia con los estilos de personalidad, abriendo espacio al debate sobre sus aportes a la salud integral de las personas (10), de lo que se colige la necesidad de implementar su evaluación rutinaria en estudiantes de pregrado. Aunque existen algunas otras investigaciones con resultados también interesantes que han empleado la BIEPS-A, estas se desarrollaron en Argentina (10) y Perú (5), mientras que en México dicha escala no ha sido validada. Para valorar bienestar psicológico se cuenta con una escala para adolescentes (11) y otra validada en una muestra integrada por población general y estudiantil (12), las cuales oscilan entre 29 y 39 reactivos. Aunque existe una adaptación de la escala de Ryff en estudiantes universitarios mexicanos, el modelo que obtuvieron no coincide con el de referencia y perdieron 30 de los reactivos, dando lugar a controversias que ameritan más investigaciones antes de su uso (13), lo que actualmente se considera un problema, dada la falta de estudios concluyentes (14). En consecuencia, se carece de instrumentos breves para medir BP, lo que limita las posibilidades de investigación y desarrollo de intervenciones en distintos grupos poblacionales, sobre todo en estudiantes de

ciencias de la salud. Tal es el caso de los estudiantes de pregrado de enfermería, en los que aunado a una demanda académica alta, es común que emprendan sus prácticas preprofesionales plagados de malestar físico y emocional (15) en ambientes que posteriormente se convertirán en sus escenarios laborales, lo cual no solo impacta a los pacientes sino al personal de salud, generando un ambiente desfavorable para su desarrollo personal y profesional. Ello, porque la labor de enfermería conlleva en la mayoría de los casos sobrecarga de actividades, cambios de turnos (16), así como las funciones de áreas específicas (p.e., unidad de cuidados intensivos) (17). Esta problemática ya fue identificada en otros contextos (18) y es necesario abordarla a fin de mitigar el impacto de la situación sobre el bienestar de los estudiantes.

Dadas las situaciones antes descritas, el objetivo de este estudio breve fue explorar de forma preliminar la estructura interna y confiabilidad de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en estudiantes mexicanos del pregrado de enfermería, a fin de profundizar en estudios posteriores su relación con otras variables.

MÉTODO

Se realizó un estudio instrumental (19), orientado a la evaluación de las propiedades psicométricas, validez y fiabilidad, de la BIEPS-A.

Participantes

Para este estudio se invitó a participar a los 240 estudiantes de la Licenciatura en Enfermería de primer a cuarto año de una universidad pública en Juchitán de Zaragoza, Oaxaca, México. Se tuvo una proporción de respuesta del 95 %, por lo que se incluyeron 228 estudiantes. La edad promedio fue 20,5 años (DE = 1,7), 78,5 % fueron mujeres y 21,5 % hombres, lo que representa proporcionalmente el universo de estudio de acuerdo con el sexo. De igual manera, hubo distribución proporcional de acuerdo con el año de estudios.

Instrumento

La Escala de Bienestar Psicológico en Adultos(5) consta de 13 ítems en escalamiento Likert con tres opciones de respuesta: *de acuerdo*, *ni de acuerdo ni en desacuerdo* y *en desacuerdo*. Evalúa cuatro dimensiones del BP: aceptación/control de situaciones (ítems 2, 11 y 13), autonomía (ítems 4, 9 y 12), proyectos (ítems 1, 3, 6 y 10) y vínculos sociales (ítems 5, 7 y 8).

Procedimiento

Previo aprobación del proyecto de investigación, se invitó a participar de forma intencionada a los estudiantes del pregrado de enfermería de una universidad pública de México. A quienes aceptaron se les proporcionó el cuestionario para que realizaran el llenado del mismo de forma individual.

De forma preliminar se evaluaron las características descriptivas de los ítems, tanto sus medidas de tendencia central (media y desviación estándar) y de distribución (asimetría y curtosis). Posteriormente fue ejecutado un análisis factorial confirmatorio con el programa EQS 6.2 (20), usando el método de máxima verosimilitud robusto (MVR), debido a que los ítems presentan características distribucionales lejanas a la normalidad, y la matriz de correlaciones policóricas porque se trata de medidas ordinales en vista de que tienen tres opciones de respuesta. El modelo oblicuo (cuatro factores relacionados) fue evaluado en función de los índices de ajuste ($CFI > 0,95$; $RMSEA < 0,06$; $SRMR < 0,06$).

Otro aspecto para considerar fue la validez interna convergente y discriminante. La primera indica el monto de *varianza extraída promedio* por factor (AVE) (21), esperando valores $\geq 0,50$; y la segunda se obtiene cuando el AVE de dos factores (p.e., AVE_1 y AVE_2) es superior al cuadrado de la correlación entre ambos (φ^2), que representa la varianza compartida entre factores; es decir, indica si dos factores no son redundantes.

Luego de ello se probó un modelo bifactor (7,8) para evaluar la pertinencia de un factor general (FG), aunque por dificultades intrínsecas a la solución factorial resultante (casos Heywood, o con cargas factoriales mayores que la unidad) no se pudo proseguir el reporte.

Por último, la fiabilidad del constructo fue estimada con los coeficientes ω y H (9) esperando magnitudes $\geq 0,70$. Dado que no es posible contrastar el modelo tau-equivalente (igualdad estadística de las cargas factoriales) con tres o menos ítems por dimensión para justificar el uso del coeficiente α , se estimó el $\alpha_{ordinal}$ y mediante el cálculo del *porcentaje de atenuación* (22) fue posible conocer el grado de infraestimación de α en ausencia del cumplimiento de dicho supuesto.

Consideraciones éticas

El protocolo de investigación fue revisado y aprobado por un comité de investigaciones de otra universidad pública de México, asignando el número de registro DGI405002015124. Los partici-

pantes en el estudio fueron orientados sobre los fines del mismo y firmaron un consentimiento informado. La confidencialidad de los datos fue garantizada.

RESULTADOS

Al realizar el análisis descriptivo preliminar, muchos ítems muestran un exceso de asimetría y curtosis que supera los límites considerados como adecuados (+/- 1,5) (tabla 1), por lo que se usaron estadísticos robustos y correlaciones policóricas.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos del BIEPS

	M	DE	g1	g2
Ítem 1	2,87	0,364	-20,733	70,082
Ítem 2	2,87	0,359	-20,811	70,585
Ítem 3	2,86	0,421	-30,029	80,832
Ítem 4	2,43	0,629	-0,642	-0,545
Ítem 5	2,46	0,566	-0,433	-0,797
Ítem 6	2,90	0,343	-30,606	130,383
Ítem 7	2,85	0,396	-20,557	60,118
Ítem 8	2,75	0,511	-10,901	20,804
Ítem 9	2,41	0,598	-0,459	-0,655
Ítem 10	2,89	0,340	-30,170	100,064
Ítem 11	2,85	0,373	-20,189	30,642
Ítem 12	2,36	0,611	-0,401	-0,655
Ítem 13	2,65	0,504	-0,959	-0,378

Nota: M: media; DE: desviación estándar; g1: asimetría; g2: curtosis.

Fuente: elaboración propia.

Con relación al análisis de la estructura interna del BIEPS-A, el modelo oblicuo obtuvo un ajuste adecuado (CFI = 1,00, RMSEA = 0,000 [IC90 % 0,000 - 0,031], SRMR = 0,108), pero dos de las cargas factoriales obtuvieron valores bajos con relación a las otras que configuraban sus factores ($\lambda_3 = 0,383$, y $\lambda_9 = 0,276$), por lo que ambos ítems fueron retirados del modelo. El nuevo modelo

modificado disminuyó las magnitudes de los índices de ajuste, pero aún se mantienen en un nivel bastante aceptable (CFI = 0,998, RMSEA = 0,011 [IC90% 0,000 - 0,048], SRMR = 0,112) (tabla 2).

Con respecto a la validez interna, la mayoría de los factores evidencian una AVE destacada (> 0,50), así como una correcta discriminación entre factores, lo que permite la interpretación independiente de cada factor (tabla 2).

Finalmente, en cuanto a la fiabilidad del constructo (ω y H), los cuatro factores obtuvieron magnitudes aceptables (> 0,70), y los dos últimos elevadas (> 0,80) (tabla 2). Sin embargo, al estimar la fiabilidad de las puntuaciones con el coeficiente α se observan magnitudes bajas, y el contraste con el $\alpha_{ordinal}$ indica una infraestimación elevada (> 30%) en el primer factor, y en menor grado en los demás.

Tabla 2. Análisis factorial confirmatorio y fiabilidad del modelo oblicuo

	F1	F2	F3	F4
Ítem 2	0,713			
Ítem 11	0,760			
Ítem 13	0,515			
Ítem 4		0,678		
Ítem 12		0,888		
Ítem 1			0,836	
Ítem 6			0,760	
Ítem 10			0,875	
Ítem 5				0,844
Ítem 7				0,485
Ítem 8				0,988
AVE	0,450	0,624	0,681	0,641
F1	1	0,461	0,429	0,228
F2	0,679	1	0,159	0,044

Continúa...

	F1	F2	F3	F4
F3	0,655	0,399	1	0,133
F4	0,477	0,209	0,364	1
ω	0,706	0,765	0,864	0,833
H	0,734	0,821	0,874	0,978
α	0,424	0,642	0,655	0,666
$\alpha_{ordinal}$	0,697	0,752	0,863	0,802
%at	39	15	24	17

Nota: F1: aceptación/control de situaciones; F2: autonomía; F3: proyectos; F4: vínculos sociales; AVE: varianza extraída promedio; sobre la diagonal: varianza compartida (φ^2) entre factores; bajo la diagonal: correlación inter-factorial (φ); ω : coeficiente omega; H: coeficiente H; α : coeficiente alfa; $\alpha_{ordinal}$: coeficiente alfa ordinal. %at: porcentaje de atenuación

Fuente: elaboración propia.

DISCUSION

El bienestar psicológico cobra especial importancia en el momento que potencia el desarrollo personal y la vida plena (2); sin embargo, se carece de instrumentos que permitan su medición de forma válida y fiable en estudiantes de enfermería, quienes enfrentan retos académico y laborales que requieren el desarrollo de recursos internos para afrontarlos.

Entonces, esta investigación tuvo como objetivo revisar las evidencias de validez y fiabilidad de la BIEPS-A en estudiantes de pregrado de enfermería de una universidad mexicana y se obtuvieron resultados favorables que abren espacio a otras posibilidades de investigación.

En principio es necesario destacar algunas cuestiones vinculadas al comportamiento distribucional de los ítems. Al ser una medida de bienestar, es frecuente que exista un sesgo positivo de respuesta, lo que se traduce en asimetría negativa y, en algunos casos, elevada curtosis, pero fueron implementados procedimientos para corregir esas limitaciones.

Con respecto a la estructura interna, el modelo inicial mostró índices de ajuste satisfactorios, pero dos ítems (3 y 9) evidenciaron cargas factoriales relativamente bajas ; fueron excluidos debido a su bajo poder discriminativo y por afectar la fiabilidad del constructo. Probablemente el ítem tres (*Me importa pensar qué haré en el futuro*) difiere en cuanto al contenido de los demás ítems que pertenecen a su dimensión (se refieren a acciones más específicas). En cuanto al ítem nueve, en la cultura mexicana la expresión *en general, hago lo que quiero* refleja prepotencia en lugar de autonomía, por lo que el ítem completo (*en general, hago lo que quiero, soy poco influenciable*) podría resultar ambiguo. Con todo, es necesario replicar el hallazgo antes de descartar definitivamente esos ítems, ya que en estudios preliminares (5,6) no hubo dificultades similares.

Dado que el BIEPS-A se fundamenta en un enfoque que considera las dimensiones del BP como áreas relacionadas pero interpretables de forma independiente, los resultados procedentes de la AVE refuerzan esa premisa. No obstante, debido a las dificultades computacionales mencionadas, como la aparición de casos Heywood (comunalidades > 1), no fue posible corroborar la posibilidad de interpretar una puntuación total.

Por último, hubo diferencias entre la estimación de la fiabilidad realizada con base en las variables latentes y puntuaciones observadas, ya que esta última requiere el cumplimiento de algunos supuestos adicionales, como la tau-equivalencia. La infraestimación, que se hizo evidente ante las diferencias de cargas factoriales entre ítems de una misma dimensión (p.e., *aceptación/control de situaciones*), pudo cuantificarse mediante el porcentaje de atenuación obtenido mediante el contraste con el $\alpha_{ordinal}$. Estos hallazgos difieren en gran medida de los mostrados en el estudio con universitarios peruanos de psicología (6), aunque es probable que se deba al hecho de que estos últimos tuvieran conocimiento de los contenidos de instrumentos de evaluación similares y, en consecuencia, haya existido un estilo de respuesta uniforme con tendencia a la deseabilidad social.

En cuanto a las implicaciones prácticas de los hallazgos, la BIEPS-A podría ser incorporada en evaluaciones masivas llevadas a cabo en estudiantes con características similares, y así valorar el grado de bienestar autorreportado, a fin de guiar las orientaciones respectivas.

Por último, entre las limitaciones del estudio destaca el tamaño muestral, y aunque de acuerdo con la cantidad de ítems del BIEPS este podría considerarse como adecuado, sería recomendable replicar el estudio con una mayor cantidad de participantes, tanto para confirmar las decisio-

nes tomadas como para ejecutar el modelo jerárquico, cuyo reporte no pudo concretarse en este estudio. Asimismo, es posible que aspectos como el género o la edad hayan brindado un aporte significativo a la configuración de resultados, por lo que es necesario realizar estudios de invarianza factorial con el objetivo de minimizar la posibilidad de la existencia de sesgo al momento de realizar las comparaciones entre grupos (23). Por último, dado el carácter preliminar del trabajo, deben implementarse estudios que comprueben la estabilidad temporal de las puntuaciones a fin de que se justifique su uso como medida de entrada y de salida en estudios de intervención, así como su relación con otras variables teóricamente afines.

REFERENCIAS

1. Chen FF, Jing Y, Hayes A, Lee JM. Two Concepts or Two Approaches? A Bifactor Analysis of Psychological and Subjective Well-Being. *J Happiness Stud.* 2013; 14(3): 1033-68. <http://dx.doi.org/10.1007/s10902-012-9367-x>
2. Ryff CD, Keyes CL. The structure of psychological well-being revisited. *J Pers Soc Psychol.* 1995;69:719-27. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.69.4.719>
3. Ryff CD. Psychological well-being revisited: advances in the science and practice of eudaimonia. *Psychother Psychosom.* 2014, 83(1): 10-28. <http://dx.doi.org/10.1159/000353263>
4. Casullo MM, Castro A. Evaluación del bienestar psicológico en estudiantes adolescentes argentinos. *Rev Psicol PUCP.* 2000;18:35-68.
5. Casullo MM. Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica. Buenos Aires, Argentina: Paidós; 2002.
6. Dominguez-Lara S. Análisis psicométrico de la Escala de bienestar psicológico para adultos en estudiantes universitarios de Lima: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Psychol av discip.* 2014;8:23-31. <http://dx.doi.org/10.21500/19002386.1211>
7. Dominguez-Lara SA, Rodriguez A. Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones.* 2017; 3(2): 59-65. <http://dx.doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>.
8. Rodriguez A, Reise SP, Haviland MG. Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychol Methods.* 2016;21:137-50. <http://dx.doi.org/10.1037/met0000045>
9. Dominguez-Lara S. Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el Coeficiente H: breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychol av discip.* 2016; 10(2): 87-94.

10. Páramo MÁ, Straniero CM, García CS, Torrecilla NM, Escalante-Gómez E. Bienestar psicológico, estilos de personalidad y objetivos de vida en estudiantes universitarios. *Pensamiento Psicológico*. 2012;10:7-21.
11. González-Fuentes MB, Andrade Palos P. Escala de Bienestar Psicológico para Adolescentes. *Rev Iberoam Diag Eval*. 2016;42(2):69-83.
12. Medina-Calvillo MA, Gutiérrez-Hernández CY, Padrós-Blázquez F. Propiedades psicométricas de la escala de bienestar psicológico de Ryff en población mexicana. *Rev Educ Desarr*. 2013; 27:25-30.
13. Jurado-García PJ, Benitez-Hernández ZP, Mondaca-Fernández F, Rodríguez-Villalobos JM, Blanco-Ornelas JR. Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Bienestar Psicológico de Ryff en universitarios mexicanos. *Acta Univ* 2017;27(5):76-82.
14. Moreta-Herrera R, Reyes-Valenzuela C, Villagrán L, Gaibor-González I, López-Castro J. Estructura factorial del Cuestionario Bienestar Psicológico de Ryff en una muestra de universitarios ecuatorianos. *Rev Psicol*. 2021 ; 30(1): 1-12. <http://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2021.55410>
15. Onieva-Zafra MD., Fernández-Muñoz JJ., Fernández-Martínez E., García-Sánchez FJ., Abreu-Sánchez A., Parra-Fernández ML. Anxiety, perceived stress and coping strategies in nursing students: a cross-sectional, correlational, descriptive study. *BMC Med Educ*. 2020;20:370, <http://dx.doi.org/10.1186/s12909-020-02294-z>.
16. Büssing A., Falkenberg Z., Schoppe C., Recchia DR., Poier D. Work stress associated cool down reactions among nurses and hospital physicians and their relation to burnout symptoms. *BMC Health Serv Res*. 2017;17(1):551. <http://dx.doi.org/10.1186/s12913-017-2445-3>.
17. Alharbi H., Alshehry A. Perceived stress and coping strategies among ICU nurses in government tertiary hospitals in Saudi Arabia: A cross-sectional study. *Ann Saudi Med*. 2019;39(1):48-55. <http://dx.doi.org/10.5144/0256-4947.2019.48>.
18. Liébana-Presa C, Fernández-Martínez M, Vázquez-Casares AM, López-Alonso AI, Rodríguez-Borrego M. Burnout y engagement en estudiantes universitarios de enfermería. *Enferm Glob*. 2018; 17(50): 131-52. <https://dx.doi.org/10.6018/eglobal.17.2.268831>.
19. Ato M, López JJ, Benavente A. Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *An Psicol*. 2013; 29(3) : 1038-59. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
20. Bentler PM, Wu EJC. EQS 6.2 for windows [Statistical Program]. In. Encino, California: Multivariate Software, Inc.; 2012.

21. Fornell C, Larcker DF. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *J Marketing Res.* 1981;18:39-50. <http://dx.doi.org/10.2307/3151312>
22. Dominguez-Lara S. Fiabilidad y alfa ordinal. *Actas Urol Esp.* 2018;42(2): 140 - 1. <http://dx.doi.org/10.1016/j.acuro.2017.07.002>.
23. Dominguez-Lara S. Comparación del autoconcepto entre grupos, ¿sesgo o diferencias?: comentarios a Castillo et al. *Rev Chil Pediatr* 2016; 87(5): 436. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rchipe.2016.03.003>