

# Propiedades Psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en población Mexicana\*

## *Psychometric Properties of the Psychological Well-Being Scale for Adults (BIEPS-A) in a Mexican Sample*

Rosa Paola Figuerola-Escoto <sup>1</sup>  [ORCID](#); David Luna <sup>2</sup>  [ORCID](#); Miguel Angel Lezana-Fernández <sup>3</sup>  [ORCID](#); Fernando Meneses-González <sup>4</sup>  [ORCID](#)

\* Proyecto financiado por la Comisión Nacional de Arbitraje Médico y por el Instituto Politécnico Nacional mediante la Secretaría de Investigación y Posgrado (registro 20195546).

<sup>1</sup> Doctora en Desarrollo Científico y Tecnológico para la Sociedad. Centro Interdisciplinario de Ciencias de la Salud Unidad Santo Tomás, Instituto Politécnico Nacional, México.

<sup>2</sup> Doctor en Psicología. Dirección de Investigación, Comisión Nacional de Arbitraje Médico, Alcaldía Benito Juárez, Ciudad de México, México.

<sup>3</sup> Maestro en Ciencias en Epidemiología. Dirección General de Difusión e Investigación, Comisión Nacional de Arbitraje Médico.

<sup>4</sup> Candidato a Doctor en Ciencias de la Salud. Dirección de Investigación, Comisión Nacional de Arbitraje Médico.

### Fecha correspondencia:

Recibido: abril 30 de 2020

Aceptado: abril 7 de 2021

### Forma de citar:

Figuerola-Escoto, R., Luna, D., Lezana-Fernández, M., & Meneses-González, F. (2021). Propiedades Psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en población Mexicana. *Rev. CES Psico*, 14(3), 70-93.  
<https://dx.doi.org/10.21615/cesp.5572>

### Open access

© Derecho de autor

Licencia creative commons

Ética de publicaciones

Revisión por pares

Gestión por Open Journal System

DOI: 10.21615/cesp.5572

ISSNe: 2011-3080

**Publica con nosotros**

## Resumen

**Introducción:** El bienestar psicológico favorece el funcionamiento de la vida personal y social. Para su evaluación, es necesario contar con instrumentos válidos y confiables que permitan decidir y valorar las acciones necesarias para promoverlo. **Objetivo:** Evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en una muestra mexicana. **Método:** Se aplicó la escala BIEPS-A y la Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR) a 188 estudiantes universitarios y 94 participantes de población general. **Resultados:** Un análisis paralelo detectó un factor único en la escala BIEPS-A, estructurado mediante análisis factorial exploratorio (componentes principales, rotación oblicua) que retuvo 9 reactivos y explicó el 54% de la varianza. La consistencia interna fue de aceptable ( $\alpha$  de Cronbach = .78) a elevada (alfa ordinal = .90). El análisis de curva ROC identificó un punto de corte equivalente a la mediana (ABC = .72,  $p < .01$ ) y otro al percentil 75 (ABC = .80,  $p < .01$ ), y ser mujer, tener entre 18 y 25 años y bajo o leve nivel de autoestima como predictores de bajo nivel de bienestar psicológico. La escala BIEPS-A mostró validez concurrente ( $r = .57$ ) y predictiva con la EAR

( $\beta = .63$ ). **Discusión y conclusiones:** La escala BIEPS-A es un instrumento válido y confiable para evaluar el bienestar psicológico en población mexicana; sin embargo, las diferencias respecto a su estructura original indican la necesidad de una escala de bienestar psicológico diseñada específicamente para población mexicana.

**Palabras clave:** bienestar psicológico, análisis factorial exploratorio, consistencia interna, validez concurrente y predictiva, BIEPS-A, México.

## Abstract

**Introduction:** Psychological well-being favors the functioning of personal and social life. Valid and reliable instruments are necessary for its evaluation that allow deciding and assessing the actions necessary to promote it. **Objective.** To evaluate the psychometric properties of the Scale of Psychological Well-being for Adults (BIEPS-A) in a Mexican sample. **Methods:** The BIEPS-A scale and the Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES) were administered to 188 university students and 94 participants from the general population. **Results:** A parallel analysis detected a single factor in the BIEPS-A scale, structured by exploratory factor analysis (main components, oblique rotation) that retained 9 items and explained 54% of the variance. Internal consistency ranged from acceptable (Cronbach's  $\alpha = .78$ ) to high (ordinal alpha = .90). ROC curve analysis identified a cut-off point equivalent to the median (AUC = .72,  $p < .01$ ) and another to the 75th percentile (AUC = .80,  $p < .01$ ). The latter identified as a woman, between 18 and 25 years old with a low or slight level of self-esteem as predictors of a low level of psychological well-being. The BIEPS-A scale showed concurrent ( $r = .57$ ) and predictive ( $\beta = .63$ ) validity with the EAR. **Discussion and conclusions:** The BIEPS-A scale is a valid and reliable instrument to assess psychological well-being in the Mexican population. However, the differences with respect to its original structure indicate the need for a psychological well-being scale designed specifically for the Mexican population.

**Keywords:** psychological well-being, exploratory factor analysis, internal consistency, concurrent and predictive validity, BIEPS-A, Mexico.

## Introducción

En años recientes ha ocurrido un cambio de paradigma en el ámbito de la salud mental que pasa del interés en el estudio de la enfermedad y la psicopatología hacia el estudio de factores psicológicos que promuevan la salud física y mental (Domínguez, 2014). Este último enfoque parte del concepto de salud mental enunciado por la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2001), que destaca elementos favorables al desarrollo del individuo, así como su bienestar y

capacidad para lidiar con situaciones adversas; además, del papel activo del individuo en el resguardo y promoción de su salud (OMS, 1986).

Esta visión positiva de la salud se sustenta en el enfoque salutogénico, desde el cual se estudian variables psicológicas protectoras del riesgo de enfermedad, útiles para el afrontamiento adaptativo del estrés; siendo el bienestar una de estas variables (González, 2004).

El estudio científico del bienestar se ha realizado desde las perspectivas hedónica y eudemónica (Kaur & Pooja, 2016), aunque en años recientes un tercer enfoque denominado *flourishing* ha integrado ambas posturas (Hone et al., 2014). Desde la perspectiva hedónica, el bienestar es asociado con nociones como felicidad y placer (Ryan & Deci, 2001), mientras que la perspectiva eudemónica se enfoca en el desarrollo del potencial humano, así como en la percepción que tienen las personas con respecto a su funcionamiento en diversos aspectos (Ryff & Keyes, 1995; Ryan & Deci, 2001).

A partir estas perspectivas se derivan el bienestar subjetivo (BS) y el bienestar psicológico (BP). El BS, enmarcado en la perspectiva hedónica, está compuesto del balance entre satisfacción con la vida, estados afectivos positivos y estados afectivos negativos (Diener et al., 1999); hace referencia a lo que las personas piensan y sienten con respecto a su vida y a las conclusiones afectivas y cognoscitivas a las que llegan cuando evalúan su existencia (Cuadra & Florenzano, 2003) e incluye el estado emocional y la valoración del grado de satisfacción con la vida (Vázquez et al., 2013). El BP, enmarcado en la perspectiva eudemónica, complementa el concepto de bienestar, trasciende los afectos positivos y la valoración de la satisfacción con la vida. Se refiere a un estado afectivo positivo que favorece el funcionamiento óptimo de la vida personal y social, permite a los individuos percibir control de su vida y de su entorno, y los motiva a buscar una superación personal (Casullo, 2002; Deci & Ryan, 2008). El BP es un componente de la salud mental positiva (Edwards, 2006), actúa como factor protector de la salud física (Hernández et al., 2018), promueve procesos de recuperación de enfermedades (Vázquez et al., 2009), así como emociones positivas y procesos cognitivos funcionales (Huppert, 2009); favoreciendo a su vez el desarrollo social y comunitario (Fredrickson, 2009). Además, es susceptible de ser fortalecido (Weiss et al., 2016) y su mejora a nivel poblacional podría tener amplios beneficios en materia de salud pública y económica (Enns et al., 2016).

Entre las variables que modulan el BP se destacan la cultura, el sexo y la edad. En culturas orientales, el BP tiende a aumentar conforme a las relaciones positivas que se establezcan con otras personas, mientras que en las occidentales aumenta acorde a la autonomía del individuo

(Markus & Kitayama, 1991). Existe evidencia de que la autonomía y la superación personal, ambas como dimensiones del BP, difieren entre sexos, siendo mayor la primera en hombres (García-Alandete, 2013; Rosa-Rodríguez et al., 2015) y la segunda mayor en mujeres (Mayordomo et al., 2016). También se ha reportado que el nivel de BP es menor entre las personas con edades entre 16 y 30 años (Piper, 2015) y en la adultez media (Blanchflower & Oswald, 2008), respecto de otros grupos de edad. Además, el estrés psicológico y el BP se asocian negativamente, aunque la ausencia del primero no garantiza la presencia del segundo (Winefield et al., 2012).

La relevancia del estudio científico del BP se refleja también en la diversidad de teorías desde las que se conceptualiza e instrumentos que lo evalúan (c.f., Castro, 2009). Una de las teorías más influyentes es la de Ryff (1989), quien planteó un modelo multidimensional del BP que incluye la Autoaceptación: actitud positiva hacia uno mismo, reconociendo aspectos positivos y negativos; Autonomía: capacidad para manejar la presión social, expresando opiniones y tomando decisiones personales; Dominio del Entorno: competencia sobre las circunstancias presentes; Relaciones Positivas con otras Personas: relaciones íntimas, de calidad y con muestras de preocupación por terceros; Propósito en la Vida: objetivos y metas definidos con la sensación de tener un rumbo en la vida; y Crecimiento Personal: sensación de cambios positivos en la vida. A partir de este modelo se desarrolló la versión original de la Escala de Bienestar Psicológico (denominada EBP de Ryff), con 20 reactivos por cada dimensión y posteriormente fue validada en múltiples versiones reducidas. La validación de la EBP al danés (Van Dierendonck, 2005) fue la base para su validación al castellano (Díaz et al., 2006); a partir de la cual se han elaborado diversas validaciones en población mexicana (i.e., Jurado et al., 2017; Medina-Calvillo et al., 2013; Valenzuela, 2015). Si bien éstas han demostrado adecuadas propiedades psicométricas, ninguna ha replicado la estructura factorial original de seis dimensiones e incluso cada una ha demostrado una estructura particular. Lo anterior puede obedecer a diferencias culturales entre la población norteamericana en la que se desarrolló originalmente la EBP y la población mexicana.

A partir de un modelo basado en la teoría de Ryff (1989), Casullo (2002) diseñó y validó con población de habla hispana la Escala de Bienestar Psicológico. La primera versión fue la Escala de Bienestar Psicológico para Jóvenes Adolescentes (BIEPS-J) que incluyó, por decisión de jueces expertos, las dimensiones de Aceptación de sí mismo, Control de Situaciones, Vínculos Psicosociales, Proyectos y Autonomía, aunque esta última fue descartada en el proceso de validación psicométrica. Ello debido posiblemente a que, en países de habla hispana, a diferencia de los angloparlantes, los adolescentes mantienen relaciones más estrechas con su

familia nuclear (c.f., González-Fuentes & Andrade, 2016). Las dimensiones no alcanzaron una consistencia interna aceptable, sin embargo, la Escala mostró una fiabilidad y validez global adecuada, sugiriendo su uso como indicador global de BP. Posteriormente, los reactivos diseñados para la escala BIEPS-J fueron validados para población adulta. El resultado fue la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) que mostró adecuada fiabilidad y validez global, más no para sus dimensiones: 1) Aceptación/Control, aceptar aspectos positivos y negativos, así como tener sensación de control y autocompetencia; 2) Autonomía, tomar decisiones en forma independiente; 3) Vínculos, capacidad de establecer adecuadas relaciones sociales; 4) Proyectos, tener metas en la vida. Junto a sus garantías conceptuales y psicométricas, una de las bondades de las escalas BIEPS-J y BIEPS-A es que son instrumentos breves que optimizan el tiempo de respuesta, asegurando la fiabilidad y calidad de la información recolectada.

La escala BIEPS-A ha sido validada en otras poblaciones hispanas mediante análisis factorial confirmatorio. Una de estas investigaciones replicó la estructura original con cuatro dimensiones, mostrando un ajuste aceptable y una consistencia interna global y por dimensión elevadas (Domínguez, 2014). Este resultado puede ser consecuencia de la mayor homogeneidad en la edad de los participantes, a diferencia de lo ocurrido en el estudio original de Casullo (2002). Otra investigación también identificó para la escala BIEPS-A una estructura de cuatro dimensiones, con aceptable consistencia interna todas ellas (Huamani & Arias, 2018); sin embargo, el ajuste del modelo evaluado requirió eliminar tres reactivos y establecer correlaciones entre otros pertenecientes a dimensiones distintas, y la conformación de cada dimensión fue distinta a la originalmente establecida, de modo que se eliminó la dimensión Autonomía y se presentó en forma individual la dimensión Aceptación/Control. Los autores no discutieron sobre estas diferencias en la conformación de la estructura de la escala BIEPS-A.

En México, la investigación sobre BP se ha realizado con adolescentes en relación con su rendimiento académico, nivel de depresión (Robles, et al., 2011) y con su satisfacción vital (Barcelata-Eguiarte & Rivas-Miranda, 2016). También existen estudios con población de jóvenes adultos que cursan estudios universitarios (Sandoval et al., 2017), que evalúan la relación entre BP y el rendimiento académico (Barrera et al., 2019), uso de redes sociales (Valerio & Serna, 2018) y noviazgo (Viramontes et al., 2018); y con adultos y adultos mayores, en relación con su vida sexual (Pérez et al., 2017). Estos estudios han empleado mayormente la EBP de Ryff, validada con adolescentes (Loera-Malvaez et al., 2008) o con adultos (Valenzuela, 2015; Medina-Calvillo et al., 2013) y en menor medida la Escala de Bienestar Psicológico de Sánchez-Cánovas (2007). Sin embargo, no hay evidencia de que la estructura factorial original se replique

en la EBP de Ryff con población mexicana (Medina-Calvillo et al., 2013) y no hay estudios de validación que indiquen el comportamiento psicométrico de la EBP de Sánchez-Cánovas con dicha población. La escala BIESP-J fue recientemente validada con adolescentes mexicanos entre 16 y 18 años (Luna et al., 2020), y mostró adecuadas propiedades psicométricas, aunque sin replicar la estructura factorial original. Actualmente, no hay datos que indiquen el comportamiento psicométrico de la escala BIESP-A en población mexicana, ello pese al creciente interés que el BP ha suscitado en la última década. Su validación con dicha población permitiría la evaluación de programas de intervención en los niveles de prevención universal, selectiva e indicada.

A partir de lo antes expuesto, el objetivo principal del presente estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la escala BIEPS-A en una muestra mexicana a partir de: 1) identificar su estructura factorial y consistencia interna; 2) determinar el punto de corte que discrimine entre participantes con bajo y medio o alto nivel de BP; 3) obtener evidencia sobre su validez concurrente con un instrumento de evaluación de la autoestima, variable con la que se ha asociado el BP (e.g., Bordbar et al. 2011; Bruce & Larweh, 2017; Dogan et al., 2013; Paradise & Kernis, 2002; Nwankwo et al., 2015); y 4) obtener evidencia sobre su validez predictiva de la variable autoestima. Un objetivo adicional fue identificar si existen diferencias en el BP entre sexos, grupos de edad (18 a 25 vs. > 25 años) y tipo de población (estudiantes vs. población general).

## Método

### Diseño

Estudio instrumental, encaminado al desarrollo de pruebas y aparatos, incluyendo tanto su diseño como adaptación (Montero & León, 2007).

### Participantes

A partir de un muestreo no probabilístico se conformaron dos muestras de participantes que confirmaron su nacionalidad mexicana y residencia en el país. La muestra A incluyó 188 estudiantes universitarios reclutados por conveniencia de diversas universidades públicas de México, de entre 18 y 37 años ( $M = 21.93$ ,  $DE = 2.40$ ). Compuesta por 119 mujeres y 69 hombres que cursaban estudios en el área de ciencias sociales y de la salud ( $n = 59$ ) o ingeniería ( $n = 129$ ). La muestra B incluyó 94 participantes de entre 17 y 67 años ( $M = 35.45$ ,  $DE = 12.25$ ) extraídos de la población general y reclutados mediante la estrategia de bola de nieve. Compuesta por 53 mujeres y 41 hombres, profesionistas ( $n = 38$ ), empleados ( $n = 48$ ), y personas sin actividad

económica remunerada ( $n = 8$ ). Los participantes fueron contactados en sus centros de estudio, lugar de trabajo, o en su lugar de residencia.

## Instrumentos

*Escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A; Casullo, 2002)*. Comprende 13 reactivos con tres opciones de respuesta (1: *en desacuerdo* a 3: *de acuerdo*). Se compone de cuatro factores: Aceptación/Control (3 reactivos,  $\alpha = .46$ ), Autonomía (3 reactivos,  $\alpha = .61$ ), Vínculos (3 reactivos,  $\alpha = .49$ ) y Proyectos (4 reactivos,  $\alpha = .59$ ). Explica el 53% de la varianza y tiene un  $\alpha$  global = .70. De acuerdo con su autora, el bajo nivel de consistencia interna de sus factores obedece al reducido número de reactivos en cada uno y no a una falta de homogeneidad en los factores. A partir del puntaje total, el nivel de BP se interpreta como bajo ( $<$  percentil 50), medio ( $\geq$  percentil 50) y alto ( $\geq$  percentil 95; Contini et al., 2003; Muñoz et al., 2018; Páramo et al., 2012); aunque otros autores lo consideran alto cuando es  $\geq$  percentil 75 (Zapata et al., 2013).

*Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR; Rosenberg, 1965)*. En el presente estudio se usó la versión de Jurado, et al., (2015), que comprende ocho reactivos con cuatro opciones de respuesta (1: *muy en desacuerdo* a 4: *muy de acuerdo*). Dicha versión explica el 36% de la varianza y tiene un  $\alpha = .79$ . De acuerdo con el puntaje obtenido, el nivel de autoestima se considera bajo (1-25), leve (26-28), alto (29-30), y muy alto (31-32).

## Procedimiento

Previo a la validación psicométrica, se realizó un proceso de adaptación cultural de la escala BIEPS-A a través de dos fases. En la primera dos psicólogos con estudios de doctorado y amplia experiencia en validación de instrumentos revisaron la versión original de la escala BIEPS-A a fin de evaluar su pertinencia para la aplicación en población mexicana. En la segunda fase, se reclutó una muestra no probabilística por conveniencia, diferente a la descrita en la sección de Participantes, conformada por 29 estudiantes universitarios y 30 participantes de población general, mexicanos en ambos grupos, quienes respondieron la escala BIEPS-A en su versión original (Casullo, 2002). Durante la hora de clase (estudiantes) o en su lugar de residencia (población general), un investigador les entregó un formulario que contenía el instrumento y a cada reactivo le acompañó una pregunta que les solicitaba indicar en una escala de respuesta dicotómica (Si o NO) si comprendían la idea que cada reactivo presentaba y, en caso de que las hubiera, anotar las palabras o ideas de difícil comprensión. Dado que cada reactivo fue comprendido por más del 95% de los participantes, se empleó el instrumento en su redacción original.

Una vez realizada la adaptación cultural de la escala BIEPS-A, se procedió con su validación psicométrica con los participantes de la muestra A. Un investigador explicó a los estudiantes los objetivos del estudio, el carácter voluntario y anónimo de su participación y aclaró dudas. Los estudiantes participantes firmaron un consentimiento informado y contestaron los instrumentos impresos o mediante un formulario en línea que podía completarse desde un equipo con conexión a internet y la recolección de información se realizó grupalmente. La muestra B fue contactada a través de los participantes de la muestra A. Quienes la conformaron firmaron el consentimiento informado de manera virtual, en el que se les indicaron los objetivos del estudio, el carácter voluntario y anónimo de su participación, y se les proporcionó el contacto de los investigadores responsables para la resolución de dudas; y respondieron los instrumentos exclusivamente en línea.

### **Consideraciones éticas**

Con base en el Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud (Art. 3 Fracc. I, Art. 4, Art. 6, Título II Cap. I, Art. 17 Fracc. II) y su actualización publicada en el Diario Oficial de la Federación (02 de abril de 2014), en la Norma Oficial Mexicana NOM-012-SSA3-2012 (apartado 5 numerales 5.3 a 5.13 y 5.15), se determina que la investigación realizada es de riesgo mínimo para los participantes, a quienes se les otorgó la información suficiente para decidir voluntariamente sobre su colaboración, garantizando la preservación de la confidencialidad de los datos obtenidos, cuya única función fue determinar el estado actual de las variables de interés. Se manifiesta que para la conducción de este estudio se siguieron los principios éticos contenidos en la Declaración de Helsinki (2013), la normativa y consideraciones éticas para la investigación en psicología actualmente vigentes en México (SMP, 2010), así como las delineadas por la Asociación Americana de Psicología (APA, 2002).

### **Análisis de datos**

Se calculó la media, desviación estándar, coeficiente de sesgo y curtosis, y se realizó la prueba de normalidad univariada de Shapiro-Wilk para cada uno de los reactivos de la escala BIEPS-A y el cálculo del coeficiente de Mardia para verificar la normalidad multivariada. Se condujo un análisis de poder discriminativo con el método de grupos extremos. Se empleó la prueba *t* de una cola para grupos independientes con el fin de comparar los puntajes menores y mayores al primer y tercer cuartil de cada reactivo. Se empleó esta prueba por ser robusta y soportar desviaciones de la normalidad en los datos (De Winter, 2013). Se calculó la correlación reactivo-total corregida. Y los reactivos sin capacidad discriminativa o con una correlación reactivo-total corregida  $r < .20$  fueron eliminados (Cortada de Kohan, 2004).

Para verificar la adecuación muestral de los datos se calculó el índice KMO, la prueba de Bartlett y la determinante de la matriz de correlación. Debido a que el valor inicialmente obtenido en el índice KMO fue menor al considerado “Bueno”, se realizó un análisis de adecuación individual a partir de la MAS (Matriz de Correlación Antiimagen) y se eliminó el reactivo cuyo valor MAS fuera el más bajo en la diagonal principal (De la Garza et al., 2013; Méndez & Rondón, 2012). Entonces se calcularon nuevamente las pruebas de adecuación muestral antes mencionadas. Para evitar la sobrestimación de factores, se realizó un análisis paralelo y se retuvieron aquellos cuya varianza explicada rebasó el percentil 95 de la varianza explicada por factores conformados al azar. Por sus características, este análisis es considerado uno de los procedimientos más precisos para identificar el número de factores a retener cuando se realiza análisis factorial (Hayton et al., 2004), además de poseer un carácter objetivo en contraste con el generalmente empleado criterio de Kaiser y el análisis del gráfico de sedimentación, con los cuales se tiende a sobreestimar el número de factores (Baglin, 2014). Posteriormente, se realizó un análisis factorial exploratorio a partir de la matriz de correlaciones policóricas con el método de componentes principales –que no requiere normalidad multivariada– y rotación oblicua Promax (Huamani & Arias, 2018). La retención de reactivos requirió que su comunalidad ( $h^2$ ) fuera  $\geq .32$  (Tabachnick & Fidell, 1996) y su carga factorial  $\geq .40$  en un solo factor. Para evaluar la consistencia interna se calculó el coeficiente alfa de Cronbach global y el  $\alpha$  ordinal. Este último se empleó debido a que es un indicador más adecuado de consistencia interna cuando se tienen escalas ordinales con cinco o menos opciones de respuesta, además de que existe evidencia de que el  $\alpha$  de Cronbach tiende a subestimar el valor de esta medida (Elosua-Oliden & Zumbo, 2008). Para ambos coeficientes se consideró aceptable un valor  $\geq .70$  (George & Mallery, 2003).

Para evaluar la capacidad predictiva de dos puntos de corte para la escala BIEPS-A, se condujeron dos modelos de regresión logística binaria de selección hacia adelante basada en el estadístico de Wald. La variable de respuesta fue el bajo nivel de BP y las variables predictoras fueron sexo, población (estudiante o población general), grupo de edad y nivel de autoestima. El Modelo 1 (M1) consideró como bajo nivel de BP un puntaje menor a la mediana (c.f. Muñoz et al., 2018) y el Modelo 2 (M2) consideró dicho nivel con un puntaje menor al percentil 75 (c.f. Zapata et al., 2013). Ambos modelos se validaron por evaluar la hipótesis nula (prueba ómnibus) y su bondad de ajuste (prueba Hosmer-Lemeshow), y se calculó el porcentaje correcto de clasificación de casos y el coeficiente de determinación  $R^2$  de Nagelkerke. Posteriormente, se valoró la capacidad discriminativa de ambos modelos mediante análisis de curva ROC (*Receiver Operating Characteristics*). Para cada modelo se estimó el área bajo la curva (ABC) y se

consideró aceptable un valor  $\geq .70$  con un intervalo de confianza (IC) cuyo límite inferior fuera  $> .50$  (Fuentes 2013).

La validez concurrente se evaluó mediante la correlación producto-momento de Pearson entre el puntaje de la EAR y de la escala BIEPS-A. La asociación entre variables se consideró baja (.10-.29), media (.30-.49), alta (.50-.69), muy alta ( $\geq .70$ -.89) o unitaria ( $\geq .90$ ; Ellis, 2010).

La validez predictiva se evaluó por estimar un modelo de regresión lineal simple. La variable de respuesta fue el puntaje obtenido en la EAR y la variable independiente fue el puntaje obtenido en la escala BIEPS-A. La fuerza explicativa del modelo se reportó mediante el coeficiente de determinación ( $R^2$  corregida) y su ajuste fue evaluado mediante la prueba  $F$ .

Finalmente, para contrastar el puntaje obtenido en la escala BIEPS-A se empleó un análisis de varianza (ANOVA) 2 sexos x 2 grupos de población x 2 grupos de edad. Interacciones fueron analizadas mediante efectos simples. Se estimó la eta cuadrada parcial ( $\eta_p^2$ ) como índice del tamaño del efecto, considerando un efecto pequeño, mediano y grande a una  $\eta_p^2 \geq .01$ ,  $.06$ ,  $.14$ , respectivamente (Aron & Aron, 2001).

Para el análisis de datos se emplearon los programas SPSS v.20 y FACTOR v.10.8.04 y un resultado se consideró significativo con  $p \leq .05$ .

## Resultados

La Tabla 1 muestra el análisis de los reactivos de la escala BIEPS-A. La media y la desviación estándar oscilaron entre 2.17 y 2.82 y 0.43 y 0.70, respectivamente. No se encontró evidencia de normalidad univariada ( $p < .05$ ) o multivariada (coeficiente de asimetría = 42.39,  $p = 1$ ; coeficiente de curtosis = 253.45,  $p < .05$ ). Todos los reactivos discriminaron ( $p < .01$ ) y tuvieron una correlación reactivo-total corregida  $r > .20$ .

**Tabla 1.** Análisis de los reactivos y de la estructura factorial de la escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en población mexicana.

<i>Reactivo</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>S</i>	<i>C</i>	<i>S-W</i>	<i>t</i>	<i>F1</i>	<i>r<sub>(reac-Tc)</sub></i>	<i>h<sup>2</sup></i>
1	2.58	0.60	-1.18	0.35	.66**	-8.80**	.72	.46	.52
2	2.71	0.53	-1.69	1.99	.56**	-7.65**	.70	.41	.50
3	2.77	0.50	-2.18	3.95	.49**	-3.20**	--	.23	--
4	2.42	0.67	-0.76	-0.55	.73**	-8.33**	--	.37	--
5	2.41	0.59	-0.48	-0.64	.73**	-6.74**	--	.26	--
6	2.72	0.51	-1.69	1.99	.56**	-8.66**	.83	.59	.69
7	2.82	0.43	-2.61	6.35	.43**	-5.10**	.70	.43	.49
8	2.64	0.54	-1.18	0.42	.63**	-10.37**	.62	.44	.39
9	2.44	0.60	-0.61	-0.55	.73**	-8.26**	--	.34	--
10	2.72	0.52	-1.73	2.14	.56**	-8.62**	.82	.60	.67
11	2.75	0.49	-1.91	2.90	.52**	-7.55**	.79	.50	.63
12	2.17	0.70	-0.26	-0.98	.79**	-12.30**	.64	.46	.41
13	2.55	0.62	-1.08	0.10	.68**	-10.25**	.72	.46	.53

**Nota:** M = media; DE = desviación estándar; S = sesgo; C = curtosis; S-W = estadístico Shapiro-Wilk; F = Factor;  $r_{(reac-Tc)}$  = correlación reactivo-total corregida;  $h^2$  = comunalidad; \*\*  $p < .01$ .

Los datos resultaron adecuados para realizar análisis factorial de acuerdo con la prueba de esfericidad de Bartlett = 964.79 ( $p < .01$ ) y a la determinante de la matriz de correlación = .03. Sin embargo, el índice KMO = .76 estuvo por debajo de lo considerado “Bueno” para este fin. La matriz de correlación antiimagen mostró el valor más bajo en su diagonal principal para el reactivo 5 (MAS = .62), por lo que éste fue retirado y los análisis de adecuación muestral calculados nuevamente. Bajo estas condiciones, los tres índices mostraron la pertinencia de los datos para realizar análisis factorial (KMO = .82; esfericidad de Bartlett = 1033.1,  $p < .01$ ; determinante de la matriz de correlación = .02). El análisis paralelo reveló la presencia de un factor único cuya varianza explicada rebasó el percentil 95 de la varianza explicada por factores aleatorios (eigenvalue = 4.86). Así, retener un número mayor de factores no agregaría información relevante a la validación de la escala BIEPS-A en la población meta. Se realizó entonces un análisis factorial exploratorio ajustado a un factor único, el cual mostró una comunalidad insatisfactoria para los reactivos 3, 4 y 9 ( $h^2 = .27, .31$  y  $.28$ , respectivamente). En consecuencia, estos reactivos fueron retirados y el análisis factorial reelaborado. En la Tabla 1 se muestran los resultados obtenidos con los reactivos retenidos. El porcentaje de varianza explicada de este factor único fue del 54% y su consistencia interna osciló de aceptable (alfa de Cronbach = .78) a elevada (alfa ordinal = .90).

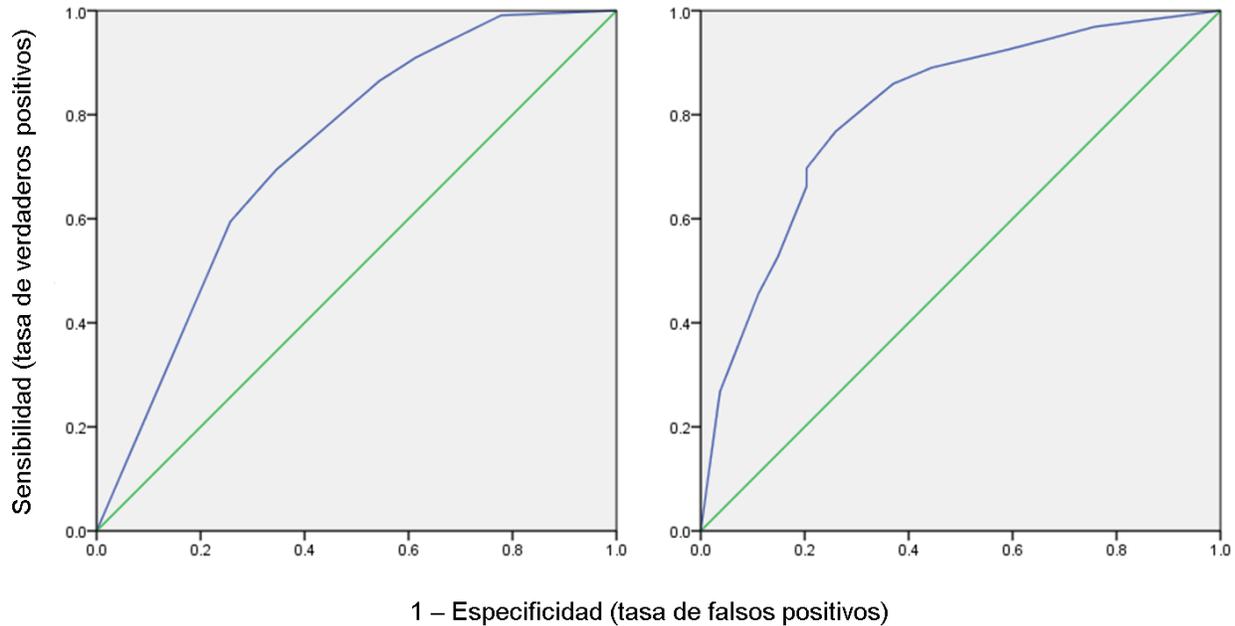
Los resultados del análisis de regresión logística y de la curva ROC se muestran en la Tabla 2. Los dos modelos fueron significativos (M1:  $\chi^2 = 50.21$ , M2:  $\chi^2 = 58.62$ ;  $p < .001$ ), con adecuado ajuste (M1:  $\chi^2 = 3.77$ , M2:  $\chi^2 = 2.74$ ;  $p > .05$ ), e identificaron que presentar un bajo o leve nivel de autoestima o tener entre 18 y 25 años son factores predictores de bajo nivel de BP. Las variables sexo y población fueron eliminadas en el primer modelo por no alcanzar significancia estadística en la prueba de Wald ( $p > .05$ ). El segundo modelo identificó ser mujer como predictor de bajo nivel de BP. Para el análisis de curva ROC, el ABC fue aceptable en ambos casos, aunque mayor para el Modelo 2 (ver Figura 1).

**Tabla 2.** Factores de riesgo para el bajo nivel de bienestar psicológico y capacidad discriminativa de la escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en población mexicana.

	<b>Modelo 1: Punto de corte = 24 (Mdn)</b>					<b>Modelo 2: Punto de corte = 26 (Per75)</b>				
	OR	IC 95%	%CCC	R <sup>2</sup>	ABC (IC 95%)	OR	IC 95%	%CCC	R <sup>2</sup>	ABC (IC 95%)
			68.4	.22	.72**(.66-.78)			83	.30	.80**(.74-.87)
<b>Sexo</b>										
Hombres (Ref)										
Mujeres	--	--				2.07*	1.08-4.09			
<b>Edad (años)</b>										
26 a 67 (Ref)										
18 a 25	2.40**	1.26-4.58				2.99**	1.50-5.96			
<b>Autoestima</b>										
Alto o muy alto (Ref)										
Bajo	6.98**	3.25-14.97				9.62**	3.97-23.28			
Leve	2.84**	1.22-6.61				1.17**	1.17-5.81			

**Nota:** Ref = categoría de referencia; Mdn = Mediana; Per60 = percentil 60; OR = *odd ratio*; %CCC = porcentaje de casos clasificados correctamente; R<sup>2</sup> = R<sup>2</sup> de Nagelkerke; ABC = área bajo la curva; IC = intervalo de confianza; \*  $p < .05$ ; \*\*  $p \leq .01$

**Figura 1.** Curva ROC para el punto de corte basado en la mediana (izquierda) o el percentil 75 (derecha).



Se detectó una correlación positiva, con una fuerza de asociación muy alta, entre los puntajes de la EAR y la escala BIEPS-A ( $r = .57, p < .001$ ). Este mismo resultado se obtuvo al estimar la  $\rho$  de Spearman ( $\rho = .57, p < .001$ ), dada la no normalidad de los datos (Shapiro-Wilk,  $p < .05$ ). Un primer análisis de regresión lineal detectó un valor influyente con una distancia de Cook  $> 1$ , por lo que éste fue retirado y el modelo nuevamente estimado (Anderson et al., 2016). Se obtuvo entonces un modelo significativo,  $F(1, 279) = 186.86, p < .001$ , que explicó el 39% de la varianza ( $R^2$  corregida = .39) y en el cual el puntaje obtenido en la escala BIEPS-A fue un predictor significativo,  $t = 13.67, p < .001$ ;  $b_0 = 1.95$  (IC -1.41 a 5.35);  $b_1 = .97$  (IC .83 a 1.11);  $\beta = .63$ , del puntaje obtenido en la EAR.

La Tabla 3 muestra los estadísticos descriptivos para el puntaje obtenido en la escala BIEPS-A de acuerdo con sexo, población y grupo de edad. El ANOVA demostró diferencias únicamente entre grupo de edad,  $F(1, 274) = 11.53, p = .001$ , aunque con un tamaño de efecto pequeño ( $\eta_p^2 = .04$ ).

**Tabla 3.** Diferencias entre sexo, población y grupo de edad, en el puntaje total de la escala de Bienestar Psicológico para Adultos (BIEPS-A) en población mexicana.

<i>Min-Max</i>	<i>Sexo</i>		<i>Población</i>		<i>Grupo de edad**</i>	
	♀	♂	Estudiantes	General	18-25	> 25
1-27	23.51 (3.16)	24 (2.88)	23.42 (2.75)	24.27 (3.54)	23.19 (3.04)	24.95 (2.76)

**Nota:** Se presenta la media y entre paréntesis la desviación estándar. \*\*  $p < .001$ .

## Discusión

Este estudio evaluó las propiedades psicométricas de la escala BIEPS-A en una muestra mexicana. Los datos revelaron que este instrumento posee una estructura de un factor único que explicó el 54% de la varianza y con una consistencia interna aceptable cuando se evaluó por alfa de Cronbach o elevada cuando la evaluación se hizo mediante alfa ordinal. Así, la estructura factorial y el porcentaje de varianza explicada son semejantes a los reportados originalmente, mientras que la consistencia interna es mayor (Casullo, 2002), además de ser aceptable de acuerdo con los parámetros de George y Mallery (2003).

La conformación de la estructura unifactorial detectada para la escala BIEPS-A validada con población mexicana obedece a tres aspectos principales: el primero fue la eliminación del reactivo 5 (“Generalmente le caigo bien a la gente”), durante la fase de evaluación de adecuación muestral, por su disminuida correlación con el resto de los reactivos. Este hallazgo puede responder a que la sociedad mexicana promueve y enaltece la independencia y autosuficiencia (Bivián et al., 2011; Cienfuegos-Martínez et al., 2016), cualidades que pueden promover en los individuos el desinterés por agradar a otros. El segundo aspecto fue la estimación del análisis paralelo a fin de no subestimar el número de reactivos a retener. El único factor detectado explica mayor varianza que factores adicionales, que, si bien pueden ser conceptualmente plausibles, no explican más varianza que factores producidos al azar. Un factor único para la escala BIEPS-A indica que ésta presenta una medición global del BP de los individuos, asunto planteado por Casullo (2002) en el estudio de validación original de esta escala con adolescentes y adultos. A su vez, este hallazgo contrasta con los resultados obtenidos por Domínguez (2014) y Huamani y Arias (2018), aunque debe señalarse que el objetivo del primer estudio fue evaluar el modelo original de cuatro factores, mientras que en el segundo estudio no se mencionaron los criterios para retener los factores arrojados por el análisis factorial exploratorio. El tercer y último aspecto que explica la conformación de la estructura unifactorial detectada para la escala BIEPS-A en el presente estudio, fue la eliminación de los

reactivos 3 (“Me importa pensar qué haré en el futuro”, factor original: Proyectos), 4 (“Puedo decir lo que pienso sin mayores problemas”, factor original: Autonomía) y 9 (“En general hago lo que quiero, soy poco influenciado”, factor original: Autonomía) por su baja comunalidad, lo que implica que la estructura factorial detectada explica en forma insuficiente su varianza. La baja proporción de varianza del reactivo 3 explicada por el modelo factorial puede obedecer a la incertidumbre que los estudiantes podrían sentir en relación con su futuro laboral y las implicaciones que ello tiene en su vida personal. A favor de esta interpretación se encuentra la mayor tendencia al desempleo entre estudiantes de universidades públicas frente a sus contrapartes de universidades privadas (De Vries & Navarro, 2011). Por otro lado, la eliminación del reactivo 4 y 9 puede reflejar la tendencia del mexicano a comportarse de forma abnegada o no asertiva y a considerar la asertividad como una forma de confrontación, ello pese a la cultura competitiva del mexicano (Flores 2002; Flores & Díaz-Loving, 2004).

Los datos obtenidos mediante los modelos de regresión logística y el análisis de curva ROC demostraron adecuada capacidad predictiva de la escala BIEPS-A cuando se empleó el punto de corte sugerido en otros estudios (i.e., mediana: Muñoz et al., 2018; percentil 75: Zapata et al., 2013). Ambos modelos retuvieron las variables edad y nivel de autoestima como predictores del nivel de BP. La variable sexo fue solo retenida, y adicionada a las dos previas, por el modelo con el punto de corte más alto. El modelo con punto de corte basado en la mediana es consistente con la ausencia de diferencias entre sexos al comparar la media obtenida por cada uno en la escala BIEPS-A. Sin embargo, el modelo con punto de corte basado en el percentil 75 no solo es más preciso en sus parámetros sino también es consistente con la literatura que indica diferencias entre sexos respecto al BP (García-Alandete, 2013; Mayordomo et al., 2016; Rosa-Rodríguez et al., 2015). El menor nivel de BP en mujeres ha sido atribuido a que éstas presentan en mayor proporción estrategias desadaptativas de afrontamiento emocional (Meléndez et al., 2012) y estilos cognitivos negativos (Hankin & Abramson, 2001). El hecho de que la variable población fuera eliminada en ambos modelos sugiere una disociación entre la edad de los participantes y su condición de estudiantes o población general.

La escala BIEPS-A presentó validez concurrente con la EAR. Esta asociación entre BP y autoestima es consistente con datos previos (e.g., Bordbar et al. 2011; Bruce & Larweh, 2017; Dogan et al., 2013; Paradise & Kernis, 2002; Nwankwo et al., 2015; Malinauskas, 2017). Pese a que la fuerza de la asociación detectada entre estas variables es alta, no alcanza valores que indiquen su equivalencia por lo que la evaluación de ambos conceptos no resulta redundante.

Adicionalmente, el puntaje obtenido en la escala BIEPS-A fue un predictor significativo del puntaje obtenido en la EAR, por lo que se puede considerar que la primera tiene también validez predictiva.

Los datos demostraron mayor puntaje total para los participantes mayores de 25 años. Un menor grado de BP en los participantes con edades entre 18 y 25 años es consistente con otros estudios (Piper, 2015) y su diferencia respecto a personas de mayor edad ha sido explicado a partir de cambios que los individuos sufren a lo largo del ciclo vital (García-Alandete, 2013).

Los resultados obtenidos indican que la escala BIEPS-A posee propiedades psicométricas adecuadas para evaluar el BP en población mexicana. No obstante, y en forma semejante a lo ocurrido con las validaciones actualmente disponibles de la EBP de Ryff (1989) en población mexicana (i.e., Jurado et al. 2017; Medina-Calvillo et al., 2013; Valenzuela, 2015), no fue posible replicar la estructura exacta de la validación presentada originalmente por Casullo (2002); particularmente por la pérdida de reactivos que no satisficieron requisitos psicométricos. Este resultado sugiere la necesidad de validar instrumentos desarrollados específicamente en la cultura mexicana. Dos casos de instrumentos que atienden dicha necesidad son la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos Mayores (De León et al., 2018) y la Escala de Bienestar Psicológico para Adolescentes (González-Fuentes & Andrade, 2016), ambos diseñados con y para población mexicana y, al igual que la escala BIEPS, basados en la propuesta teórica de Ryff (1989).

Igualmente, hay que considerar que, pese al desarrollo de diferentes instrumentos que evalúan el BP, incluyendo el BIEPS-A validado con población mexicana, no existe a la fecha una escala considerada como “*gold standard*” en la evaluación de este constructo (Winefield et al., 2012), por lo que actualmente se ha alentado el desarrollo de nuevas escalas (Foresight Mental Capital and Wellbeing Project, 2008).

Una de las fortalezas de este estudio es el uso del análisis paralelo, el cual aporta datos objetivos sobre el número óptimo de factores a retener, a diferencia de la regla de Kaiser o el gráfico de sedimentación (Hayton et al. 2004). Igualmente, la estimación de la validez concurrente y predictiva como complemento al análisis factorial exploratorio empleado. No obstante, se presentan también diversas limitaciones. La muestra se obtuvo de una sola área geográfica de México y de ella, el 70% de la población tiene hasta 25 años, por lo que edades mayores están poco representadas. El análisis factorial empleado fue solo de naturaleza exploratoria, por lo que restaría verificar la estructura detectada a partir de un análisis factorial confirmatorio. Así,

el conjunto de estas limitaciones compromete la generalidad de los resultados y sugiere la necesidad de nuevos estudios al respecto.

En conclusión, la escala BIEPS-A validada con una muestra mexicana corresponde a un instrumento de un factor con 9 reactivos y un punto de corte en 24 o 27 unidades que indican respectivamente media y alta posesión de atributo medido. Tiene una consistencia interna de aceptable (alfa de Cronbach) a elevada (alfa ordinal) y validez convergente y predictiva satisfactoria con la EAR. Este instrumento puede ser útil en estudios que promuevan el enfoque salutogénico en la salud mental de población mexicana en diferentes ámbitos entre los que se encuentran el bienestar materno (Steen & Amorim, 2019), crianza (Cuenca & Marquina, 2014) y conductas adictivas (Páramo et al., 2015), entre otros.

## Referencias

- American Psychological Association (APA). (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychological Association*, 57, 1060-1073.
- Anderson, D. R., Sweeney, D. J., Williams, T. A., Camm, J. D., & Cochran, J. J. (2016). *Statistics for business & economics*. Nelson Education.
- Aron, A., & Aron, E. (2001). *Estadística para psicólogos*. Argentina: Prentice Hall.
- Asociación Médica Mundial (AMM). (2013). *Declaración de Helsinki de la AMM-Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos*. Recuperado el 7 de julio 2021 de <https://www.wma.net/es/polices-post/declaracion-de-helsinki-de-la-amm-principios-eticos-para-las-investigaciones-medicas-en-seres-humanos/>
- Baglin, J. (2014). Improving Your Exploratory Factor Analysis for Ordinal Data: A Demonstration Using FACTOR. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19, Article 5. <https://doi.org/10.7275/dsep-4220>
- Barcelata-Eguiarte, B., & Rivas-Miranda, D. (2016). Bienestar psicológico y satisfacción vital en adolescentes mexicanos tempranos y medios. *Revista Costarricense de psicología*, 35(2), 119-137. <http://dx.doi.org/10.22544/rcps.v35i02.04>
- Barrera, L. F., Sotelo, M. A., Barrera, R. A., & Aceves, J. (2019). Bienestar psicológico y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 1(2), 244-251. <https://revistacneip.org/index.php/cneip/article/view/42/33>
- Bivián, P. L., García, L. F., & García, T. (2011). Individualismo-Colectivismo en el estado de Guanajuato, México. *Revista Iberoamericana de Psicología: Ciencia y Tecnología*, 4(2), 59-66. <https://reviberopsicologia.iberu.edu.co/article/view/rip.4206/187>
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (2008). Is well-being U-shaped over the life cycle? *Social Science & Medicine*, 66, 1733-1749. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2008.01.030>

- Bordbar, F. T., Nikkar, M., Yazdani, F., & Alipoor, A. (2011). Comparing the psychological well-being level of the students of Shiraz Payame Noor University in view of demographic and academic performance variables. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 29, 663-669. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.11.290>
- Bruce, D., & Larweh, E. (2017). Self-esteem, Needs satisfaction and Psychological well-being of Inmates at James Camp Prison in Ghana. *Journal of Advocacy, Research and Education*, 4(2), 112-117. <https://www.arcjournals.org/pdfs/ijhsse/v4-i9/5.pdf>
- Castro, A. (2009). El bienestar psicológico: cuatro décadas de progreso. *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 23(3), 43-72. <https://www.redalyc.org/pdf/274/27419066004.pdf>
- Casullo, M. (2002). *Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica*. Buenos Aires: Paidós.
- Cienfuegos-Martínez, Y. I., Saldívar-Garduño, A., Díaz-Loving, R., & Avalos-Montoya, A. D. (2016). Individualismo y colectivismo: caracterización y diferencias entre dos localidades mexicanas. *Acta de Investigación Psicológica*, 6(3), 2534-2543. <https://doi.org/10.1016/j.aiprr.2016.08.003>
- Contini, N., Coronel, P., Levin, M., & Estevez, A. (2003). Estrategias de afrontamiento y bienestar psicológico en adolescentes escolarizados de Tucumán. *Revista de Psicología*, 21(1), 179-200. <https://doi.org/10.18800/psico.200301.007>
- Cortada de Kohan, N. (2004). *Teoría y métodos para la construcción de escalas de actitudes*. Buenos Aires: Lugar Editorial.
- Cuadra, H., & Florenzano, R. (2003). El bienestar subjetivo: Hacia una psicología positiva. *Revista de Psicología de la Universidad de Chile*, 12(1), 83-96. <https://doi.org/10.5354/0719-0581.2003.17380>
- Cuenca, L. E., & Maquina, Y. M. (2014). Relación entre los Estilos de Crianza y el bienestar psicológico en los adolescentes de tercero y cuarto grado de educación primaria de la Ciudad de Cajamarca. *Revista tendencias en psicología*, 1(2), 16-24. <http://revistas.upagu.edu.pe/index.php/TP/article/view/331>
- De la Garza, J., Morales, B. N., & González, B. A. (2013). *Análisis estadístico multivariante. Un enfoque teórico y práctico*. México: McGraw-Hill.
- De León, C. A., García, M., & Rivera, S. (2018). Escala de bienestar psicológico para adultos mayores: Construcción y validación. *Psicología Iberoamericana*, 26(2), 8-18. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=133959841003>
- De Vries, W., & Navarro, Y. (2011). ¿Profesionistas del futuro o futuros taxistas? Los egresados universitarios y el mercado laboral en México. *Revista iberoamericana de educación superior*, 2(4), 3-27. <https://doi.org/10.22201/iissue.20072872e.2011.4.34>
- De Winter, J. C. (2013). Using the Student's t-test with extremely small sample sizes. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 18(1), 10. <https://doi.org/10.7275/e4r6-dj05>
- Deci, E., & Ryan, R. (2008). Hedonia, eudaimonia, and well-being: An introduction. *Journal of Happiness Studies*, 9, 1-11. <https://doi.org/10.1007/s10902-006-9018-1>

- Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., Moreno-Jiménez, B., Gallardo, I., Valle, C., & Dierendonck, D. V. (2006). Adaptación española de las escalas de bienestar psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572-577. <https://www.redalyc.org/pdf/727/72718337.pdf>
- Diener, E. (2009) Subjective Well-Being. In E. Diener (Eds.) *The Science of Well-Being. Social Indicators Research Series* (Vol 37, pp. 11-58) Springer, Dordrecht. [https://doi.org/10.1007/978-90-481-2350-6\\_2](https://doi.org/10.1007/978-90-481-2350-6_2)
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), 276-302. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-2909.125.2.276>
- Dogan, T., Totan, T., & Sapmaz, F. (2013). The role of self-esteem, psychological well-being, emotional self-efficacy, and affect balance on happiness: A path model. *European Scientific Journal*, 9(20), 31-42. <https://eujournal.org/index.php/esj/article/view/1559>
- Domínguez, S. A. (2014). Análisis psicométrico de la Escala de Bienestar Psicológico para Adultos en estudiantes universitarios de Lima: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Psychologia, Avances de la Disciplina*, 8(1), 23-31. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=297231283003>
- Edwards, S. (2006). Physical exercise and psychological well-being. *South African Journal of Psychology*, 36(2), 357-373. <https://doi.org/10.1177/008124630603600209>
- Ellis, P. D. (2010). *The essential guide to effect sizes: An introduction to statistical power, meta-analysis and the interpretation of research results*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Elosua-Oliden, P., & Zumbo, B. D. (2008). Reliability coefficients for ordinal response scales. *Psicothema*, 20(4), 896-901. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8747>
- Enns, J., Holmqvist, M., Wener, P., Halas, G., Rothney, J., Schultz, A., ... Katz, A. (2016). Mapping interventions that promote mental health in the general population: a scoping review of reviews. *Preventive Medicine*, 87, 70-80. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2016.02.022>
- Flores, M. (2002). Asertividad: una habilidad social necesaria en el mundo de hoy. *Revista de la Universidad Autónoma de Yucatán*, 221(1), 38-40.
- Flores, M. M., & Díaz-Loving, R. (2004). *Escala Multidimensionalidad de Asertividad*. México: Manual Moderno.
- Fredrickson, B. L. (2009). *Positivity*. New York: Crown.
- Fuentes, L. E. (2013). Metodología para la elección de punto de corte óptimo para dicotomizar covariables continuas. *Revista Cubana de Genética Comunitaria*, 7(3), 36-42. <https://www.medigraphic.com/pdfs/revcubgencom/cgc-2013/cgc133f.pdf>
- García-Alandete, J. (2013). Bienestar psicológico, edad y género en universitarios españoles. *Salud & Sociedad*, 4(1), 48-58. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2013.0001.00004>
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update* (4th ed.). Boston: Allyn & Bacon.
- González, C. (2004). La psicología positiva: un cambio en nuestro enfoque patológico clásico. *Liberabit*, 10, 82-88. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=68601009>

- González-Fuentes, M. B., & Andrade, P. (2016). Escala de Bienestar Psicológico para Adolescentes. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 2(42), 69-83. [https://doi.org/10.21865/RIDEP42\\_69](https://doi.org/10.21865/RIDEP42_69)
- Hankin, B. L., & Abramson, L. Y. (2001). Development of Gender Differences in Depression: An Elaborated Cognitive Vulnerability-Transactional Stress Theory. *Psychological Bulletin*, 127(6), 773-796. [https://www.du.edu/ahss/psychology/gem/media/documents/abramson\\_development\\_of\\_gender\\_differences.pdf](https://www.du.edu/ahss/psychology/gem/media/documents/abramson_development_of_gender_differences.pdf)
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational research methods*, 7(2), 191-205. <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/1094428104263675>
- Hernández, R., Bassett, S. M., Boughton, S. W., Schuette, S. A., Shiu, E. W., & Moskowitz, J. T. (2018). Psychological well-being and physical health: Associations, mechanisms, and future directions. *Emotion Review*, 10(1), 18-29. <https://doi.org/10.1177/1754073917697824>
- Hone, L.C., Jarden, A., Schofield, G.M., & Duncan, S. (2014). Measuring flourishing: The impact of operational definitions on the prevalence of high levels of wellbeing. *International Journal of Wellbeing*, 4(1), 62-90. <https://doi.org/10.5502/ijw.v4i1.4>
- Huamani, J. C., & Arias, W. L. (2018). Modelo predictivo del Bienestar Psicológico a partir de la Satisfacción con la Vida en jóvenes de la ciudad de Arequipa (Perú). *Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 10(2), 1-20. [http://www.psiencia.org/psiencia/10/2/21/PSIENCIA\\_Revista-Latinoamericana-de-Ciencia-Psicologica\\_10-2\\_HuamaniCahua-et-al.pdf](http://www.psiencia.org/psiencia/10/2/21/PSIENCIA_Revista-Latinoamericana-de-Ciencia-Psicologica_10-2_HuamaniCahua-et-al.pdf)
- Huppert, F. A. (2009). Psychological well-being: Evidence regarding its causes and consequences. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 1(2), 137-164. <https://doi.org/10.1111/j.1758-0854.2009.01008.x>
- Jurado, D., Jurado, S., López, K., & Querevalú, B. (2015). Validez de la Escala de Autoestima de Rosenberg en universitarios de la Ciudad de México. *Revista Latinoamericana de Medicina Conductual*, 5(1), 18-22. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=283046027004>
- Jurado, P. J., Benítez, Z. P., Moncada, F., Rodríguez, J. M., & Blanco, J. R. (2017). Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Bienestar Psicológico de Ryff en universitarios mexicanos. *Acta Universitaria*, 27(5), 76-82. <https://doi.org/10.15174/au.2017.1648>
- Kaur, S., & Pooja, M. (2016). Relationship between mental health and psychological well being of prospective female teachers. *IOSR Journal of Research & Method in Education*, 6(1), 1-6. <http://www.iosrjournals.org/iosr-jrme/papers/Vol-6%20Issue-1/Version-2/A06120106.pdf>

- Loera-Malvaez, N., Balcázar-Nava, P., Trejo-González, L., Gurrola-Peña, G. M., & Bonilla-Muñoz, M. P. (2017). Adaptación de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en adolescentes preuniversitarios. *Neurología, Neurocirugía y Psiquiatría*, 41(3-4), 90-97. <https://www.medigraphic.com/cgi-bin/new/resumen.cgi?IDARTICULO=70703>
- Luna, D., Figuerola-Escoto, R. P., Contreras-Ramírez, J., Sienna-Monge, J. J. L., Navarrete-Rodríguez, E. M., Montoya, Serret, J., ... Meneses-González, F. (2020). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para Adolescentes (BIEPS-J) en una muestra mexicana. *Psicodebate. Psicología, Cultura y Sociedad*, 20(1), 43-55. <http://dx.doi.org/10.18682/pd.v20i1.957>
- Malinauskas, R. (2017). Psychological wellbeing and self-esteem in students across the transition between secondary school and university: A longitudinal study. *Psihologija*, 50, 21-36. <http://dx.doi.org/10.2298/PSI160506003M>
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224-253. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-295X.98.2.224>
- Mayordomo, T., Sales, A., Satorres, E., & Meléndez, J. C. (2016). Bienestar psicológico en función de la etapa de vida, el sexo y su interacción. *Pensamiento psicológico*, 14(2), 101-112. <http://dx.doi.org/10.11144/Javerianacali.PPSI14-2.bpfe>
- Medina-Calvillo, M. A., Gutiérrez-Hernández, C. Y., & Padrós-Blázquez, F. (2013). Propiedades psicométricas de la escala de bienestar psicológico de Ryff en población mexicana. *Revista Educación Desarrollo*, 27, 25-30. [http://www.cucs.udg.mx/revistas/edu\\_desarrollo/anteriores/27/027\\_Padros.pdf](http://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_desarrollo/anteriores/27/027_Padros.pdf)
- Meléndez, J. C., Mayordomo, T., Sancho, P., & Tomás, J. M. (2012). Coping strategies: Gender differences and development throughout life span. *The Spanish journal of psychology*, 15(3), 1089. [https://doi.org/10.5209/rev\\_SJOP.2012.v15.n3.39399](https://doi.org/10.5209/rev_SJOP.2012.v15.n3.39399)
- Méndez, C., & Rondón, M. A. (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(1), 197-207. <https://www.redalyc.org/pdf/806/80624093014.pdf>
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health psychology*, 7(3), 847-862. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33770318>
- Muñoz, E. M., Fernández, A., & Jacott, L. (2018). Bienestar Subjetivo y Satisfacción Vital del Profesorado. *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 16(1), 105-117. <https://doi.org/10.15366/reice2018.16.1.007>
- Nwankwo, C. B., Okechi, B. C., & Nweke, P. O. (2015). Relationship between perceived self-esteem and psychological well-being among student athletes. *Academic Research Journal of Psychology and Counseling*, 2(1), 8-16. <http://www.academicresearchjournals.org/ARJPC/PDF/2015/August/Nwankwo%20et%20al.pdf>

- Organización Mundial de la Salud [OMS]. (1948). Preamble to the Constitution of the World Health Organization. Geneva: World Health Organization. <https://www.loc.gov/law/help/us-treaties/bevans/m-ust000004-0119.pdf>
- Organización Mundial de la Salud [OMS]. (1986). The Ottawa Charter for Health Promotion. Geneva: World Health Organization. <https://www.who.int/teams/health-promotion/enhanced-wellbeing/first-global-conference>
- Organización Mundial de la Salud [OMS]. (2001). The world health report. Mental health: New understanding, new hope. Geneva: World Health Organization. <https://www.who.int/whr/2001/en/>
- Paradise, A. W., & Kernis, M. H. (2002). Self-esteem and psychological well-being: Implications of fragile self-esteem. *Journal of social and clinical psychology, 21*(4), 345-361. <https://doi.org/10.1521/jscp.21.4.345.22598>
- Páramo, M de los A., Straneiro, C. M., García, C. S., Torrecilla, N. M., & Escalante, E. (2012). Bienestar psicológico, estilos de personalidad y objetivos de vida en estudiantes universitarios. *Pensamiento Psicológico, 10*(1), 7-21. <https://www.redalyc.org/pdf/801/80124028001.pdf>
- Páramo, M., Leo, M. K., Cortés, M. J., & Morresi, G. M. (2015). Influencia del bienestar psicológico en la vulnerabilidad a conductas adictivas en adolescentes escolarizados de 15 a 18 años. *Revista argentina de clínica psicológica, 24*(2), 167-178. <https://www.redalyc.org/pdf/2819/281946783009.pdf>
- Pérez, G. I., Carmona, S., Quijano, L. V., Reyes, L., & Tuz, M. Á. (2017). Bienestar psicológico y satisfacción sexual en personas de 40 a 70 años de edad. *RICSH Revista Iberoamericana de las Ciencias Sociales y Humanísticas, 6*(11), 188-210. <https://doi.org/10.23913/ricsh.v6i11.115>
- Piper, A. T. (2015). Sliding down the U-shape? A dynamic panel investigation of the age-well-being relationship, focusing on young adults. *Social Science & Medicine, 143*, 54-61. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.08.042>
- Robles, F. J. , Sánchez, A., & Galicia I. X. (2011). Relación del bienestar psicológico, depresión y rendimiento académico en estudiantes de secundaria. *Psicología Iberoamericana, 19*(2), 27-37. <https://www.redalyc.org/pdf/1339/133921440004.pdf>
- Rosa-Rodríguez, Y., Negrón, N., Maldonado, Y., Quiñones, A., & Toledo, N. (2015). Dimensiones de bienestar psicológico y apoyo social percibido con relación al sexo y nivel de estudio en universitarios. *Avances en Psicología Latinoamericana, 33*(1), 31-43. <https://doi.org/10.12804/apl33.01.2015.03>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princenton, NJ: Princenton University Press.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology, 52*, 141-166. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.141>

- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069-1081. <http://doi.apa.org/getdoi.cfm?doi=10.1037/0022-3514.57.6.1069>
- Ryff, C.D., & Keyes, C.L.M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719-727. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.4.719>
- Sánchez-Cánovas, J. (2007). *EBP. Escala de Bienestar Psicológico*. Madrid: TEA.
- Sandoval, S., Dorner, A., & Véliz, A. (2017). Bienestar psicológico en estudiantes de carreras de la salud. *Investigación en educación médica*, 6(24), 260-266. <https://doi.org/10.1016/j.riem.2017.01.004>
- Secretaría de Gobernación [SEGOB]. (2014). *Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud*. Diario Oficial de la Federación [DOF]. Recuperado el 7 de julio 2021 de [https://www.dof.gob.mx/nota\\_detalle.php?codigo=5339162&fecha=02/04/2014](https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5339162&fecha=02/04/2014)
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2010). *Código ético del psicólogo*. México: Trillas.
- Steen, M., & Amorim, A. (2019). Maternal Mental Health and Wellbeing. *Acta Paulista de Enfermagem*, 32(4), III-IV. <https://doi.org/10.1590/1982-0194201900049>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (1996). *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson.
- The Government Office for Science. (2008). *Mental Capital and Wellbeing: Making the most of ourselves in the 21st century – Executive Summary*. Foresight Mental Capital and Wellbeing Project. London. [https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/292453/mental-capital-wellbeing-summary.pdf](https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/292453/mental-capital-wellbeing-summary.pdf)
- Valenzuela, J. E. (2015). Bienestar psicológico en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos. *PSICUMEX*, 5(2), 4-19. <https://doi.org/10.36793/psicumex.v5i2.278>
- Valerio, G., & Serna, R. (2018). Redes sociales y bienestar psicológico del estudiante universitario. *Revista electrónica de investigación educativa*, 20(3), 19-28. <https://doi.org/10.24320/redie.2018.20.3.1796>
- Van Dierendonck, D. (2005). The construct validity of Ryff's scale of psychological wellbeing and its extension with spiritual well-being. *Personality and Individual Differences*, 36(3), 629-644. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00122-3](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00122-3)
- Vázquez, C., Duque, A., & Hervás, G. (2013). Satisfaction with life scale in a representative sample of Spanish adults: Validation and normative data. *Spanish Journal of Psychology*, 16(82), 1-15. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.82>
- Vázquez, C., Hervás, G., Rahona, J. J., & Gómez, D. (2009). Bienestar psicológico y salud: Aportaciones desde la Psicología Positiva. *Anuario de Psicología Clínica y de la Salud*, 5, 15-28. [http://institucionales.us.es/apcs/doc/APCS\\_5\\_esp\\_15-28.pdf](http://institucionales.us.es/apcs/doc/APCS_5_esp_15-28.pdf)
- Viramontes, D., Ávila, M. de J., Lara, M. Y., Jiménez, M. C., & Martell, J. (2018). Bienestar psicológico y noviazgo en universitarios del estado de Zacatecas. *Perspectivas Sociales*, 20(1), 37-51. <http://perspectivassociales.uanl.mx/index.php/pers/article/view/37>

- Weiss, L. A., Westerhof, G. J., & Bohlmeijer, E. T. (2016). Can we increase psychological well-being? The effects of interventions on psychological well-being: A meta-analysis of randomized controlled trials. *PloS One*, 11(6), e0158092. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158092>
- Winefield, H. R., Gill, T. K., Taylor, A. W., & Pilkington, R. M. (2012). Psychological well-being and psychological distress: is it necessary to measure both? *Psychology of Well-Being: Theory, Research and Practice*, 2, 3. <https://psywb.springeropen.com/articles/10.1186/2211-1522-2-3>
- Zapata, A., Bastida, M., Quiroga, A., Charra, S., & Leiva, J. M. (2013). Evaluación del bienestar psicológico y estrategias de afrontamiento en padres con niños o adolescentes con retraso mental leve. *Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 5(1), 15-23. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4391178>