

Evidencias psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico (BIEPS-A) en una muestra de adultos mayores peruanos

Psychometric Evidence of the Psychological Well-Being Scale (BIEPS-A) in a Sample of Peruvian Older Adults

Recibido: marzo 28/2022; Concepto de evaluación: abril 10/2023; Aceptado: julio 25/2023

Patricia del Pilar Díaz Gamarra¹

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2003-2849>

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

Fernando Joel Rosario Quiroz

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5839-467X>

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

Erika Roxana Estrada Alomía

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5916-1034>

Universidad César Vallejo, Lima, Perú

Resumen

El bienestar psicológico es un importante factor protector de la salud mental, particularmente en población vulnerable como los adultos mayores. Por lo tanto, es necesario contar con instrumentos de medición válidos, confiables e invariantes para su adecuado uso, con fines de evaluación e intervención psicológica. Este estudio se propuso analizar las evidencias de validez, confiabilidad e invarianza factorial de la Escala de Bienestar Psicológico (BIEPS-A) en una muestra de adultos mayores peruanos. Participaron 522 adultos mayores, de 60 a 93 años ($M = 70.81$, $DE = 7.62$), quienes respondieron la Escala BIEPS-A. Se encontraron adecuados índices de ajuste para un modelo de tres factores correlacionados: $\chi^2/gf = 1.631$, $CFI = .988$, $TLI = .984$, $SRMR = .0470$, y $RMSEA = .0350$. También se halló relación entre las puntuaciones de la BIEPS-A y el WHO-5 ($r = .504$), lo que es evidencia de validez convergente. Así mismo, se halló evidencia de confiabilidad de las puntuaciones con los coeficientes alfa (α) y omega (ω) ($> .80$). Finalmente, se encontró evidencia parcial de invarianza factorial en función al sexo ($\Delta CFI < .010$, $\Delta RMSEA < .015$). Se concluyó que la escala BIEPS-A reúne evidencias de validez, confiabilidad e invarianza parcial respecto al sexo para su correcto uso en adultos mayores peruanos.

Palabras clave

Escala BIEPS-A; bienestar psicológico; bienestar; bienestar mental; adultos mayores; evidencias psicométricas.

Abstract

Psychological well-being is an important protective factor for mental health, particularly in vulnerable populations such as the elderly. Therefore, it is necessary to have valid, reliable, and invariant measurement instruments for their proper use for psychological assessment and intervention purposes. This study aimed to analyze the evidence of validity, reliability, and factor invariance of the Psychological Well-Being Scale (BIEPS-A) in a sample of older Peruvian adults. Participants were 522 older adults, from 60 to 93 years old ($M = 70.81$, $SD = 7.62$), who answered the BIEPS-A Scale. Adequate fit indices were found for a model of three correlated factors: $\chi^2/df = 1.631$, $CFI = .988$, $TLI = .984$, $SRMR = .0470$, and $RMSEA = .0350$. A relationship was also found between the scores of the BIEPS-A and the WHO-5 ($r = .504$, $r^2 = .254$), which is evidence of convergent validity. Likewise, evidence of reliability of the scores with the alpha (α) and omega (ω) coefficients ($> .80$) was found. Finally, partial evidence of factor invariance based on gender was found ($\Delta CFI < .010$, $\Delta RMSEA < .015$). It was concluded that the BIEPS-A scale gathers evidence of validity, reliability and partial invariance with respect to sex for its correct use in older Peruvian adults.

Keywords

BIEPS-A scale; psychological well-being; welfare; mental wellness; older adults; psychometric evidence.

Cómo citar este artículo:

Díaz Gamarra, P. P., Rosario Quiroz, F. J., & Estrada Alomía, E. R. (2024). Evidencias psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico (BIEPS-A) en una muestra de adultos mayores peruanos. *Acta Colombiana de Psicología*, 27(1), 95-114. <https://doi.org/10.14718/ACP.2024.27.1.5>

-
- 1 Autora de correspondencia. Dirección institucional: Av. Alfredo Mendiola 6232, Los Olivos. Correo electrónico: patriciadiazada@gmail.com, gpatriciad@ucv.edu.pe

Nota de autor: Investigación financiada por el Fondo para la investigación docente de la Universidad César Vallejo, aprobado por Resolución RVI N°217-2021, con dictamen de aprobación N° 014 del Comité de ética de la universidad.

Acceso a base de datos: Se puede acceder a la base de datos por solicitud al autor de correspondencia.

Declaración de conflicto de interés: No se presentan conflictos de interés.

Agradecimiento: Se agradece a las instituciones que facilitaron acceso a la población objetivo tales como los Centros del Adulto Mayor (CAM) y organizaciones comunales (Comedores populares, programa de vaso de leche y municipalidades).

Introducción

En términos generales, como producto de las mejoras en la calidad de vida de los habitantes de las sociedades posindustriales, la esperanza de vida se ha venido incrementando rápidamente en las últimas décadas (Kim, 2012). Del mismo modo, estos cambios han llevado a un crecimiento de la población adulta mayor, de tal modo que se estima que la proporción de personas con más de 60 años se duplicará del 11% al 22%, entre el 2015 y 2050 (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2022). En el Perú, este sector representa el 12.7% de la población total, siendo aproximadamente 4 millones 140 mil adultos mayores de 60 años (Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI], 2020). Desafortunadamente, prevalece aún una representación social negativa del envejecimiento (Ramos et al., 2009), dado que se suele asociar a aislamiento social, disminución de autocontrol, desvinculación con la vida y aumento de dependencia respecto de otros (Salagre et al., 2022; Satorres, 2013). Estos factores repercuten en el bienestar psicológico (Ruiz-Domínguez & Blanco-González, 2019), calidad de vida (Nunes Baptista et al., 2021; Salagre et al., 2022) e índices de salud y mortalidad (Kingston et al., 2015). Por ello, surge la necesidad de que se implementen de manera efectiva políticas públicas diseñadas para esta población bajo el enfoque conceptual de envejecimiento exitoso (Caycho-Rodríguez et al., 2019; Gu et al., 2016; Ramos et al., 2009; Satorres, 2013), orientadas a su desarrollo integral, y que les permita disfrutar de una vida plena con bienestar físico, mental y social (Diener et al., 2018; Ferrada & Zavala, 2014; Oh et al., 2021).

Con el paso de los años y debido al interés de los investigadores por estudiar el bienestar, se formularon dos paradigmas marcadamente distintos: el *hedonista* y el *eudaimónico* (Flores-Kanter et al., 2018; Kaur & Pooja, 2016). Para la escuela hedónica, el bienestar es subjetivo y se conceptualiza como la percepción que tienen las personas sobre la vida que experimentan y que evalúan de manera positiva (Baquedano-Rodríguez & Rosas Muñoz, 2020). Entonces, el bienestar psicológico subjetivo incluye la felicidad, el afecto positivo y la satisfacción con la vida (Diener, 2009), existiendo predictores universales y únicos de este bienestar (Diener et al., 2018), que se alcanza cuando se cubren determinadas necesidades; entre ellas destacan la autonomía, la competencia y las relaciones interpersonales adecuadas (Castro, 2009; Diener, 1994). Por el contrario, desde el enfoque eudaimónico, el bienestar psicológico es un concepto más integral que incluye significación personal, propósito de vida (Baquedano-Rodríguez &

Rosas Muñoz, 2020), y autorrealización (Ryff, 1989; Ryff & Keyes, 1995), lo que implica que para alcanzar este bienestar se deben potencializar las competencias y lograr el desarrollo personal (Vivaldi & Barra, 2012), considerando sus dimensiones social e individual (Vargas, 2020); además, su incremento es esencial para el bienestar óptimo, la participación social, prosperidad económica (Enns et al., 2016) y una vida de calidad (Enns et al., 2016; Forsman et al., 2011).

Desde el enfoque eudaimónico, se han elaborado a su vez, un conjunto de modelos teóricos para entender el bienestar psicológico, destacando la propuesta de Ryff (1989) —como la más asumida por los investigadores—, que considera el bienestar psicológico como multidimensional, integrando las teorías del ciclo vital, del óptimo desarrollo humano y del funcionamiento mental positivo, e incluyendo aspectos relacionales, sociales y del entorno para su evaluación (Ryff & Keyes, 1995).

La apreciación del bienestar psicológico está determinada por factores sociodemográficos como la edad, el sexo, estado civil, grado de instrucción, tipo de familia, nivel socioeconómico, entre otros. Asimismo, otros trabajos relacionados con el bienestar psicológico encontraron que las dimensiones proyecto de vida y crecimiento personal evidencian cambios asociados a la edad, mientras que la autonomía y el dominio del entorno son más invariables (Mesa-Fernández et al., 2019; Ryff, 1989). Otras investigaciones indican que las necesidades no cubiertas o no satisfechas por los adultos mayores se relacionan con variables psicosociales como el acompañamiento de un cuidador, la incomodidad psicológica, la resiliencia y las ocupaciones cotidianas (Carvacho et al., 2021; Caycho et al., 2019; Gonzáles-Fuentes & Palos, 2016).

Los enfoques actuales consideran que el envejecimiento satisfactorio puede experimentarse con estilos de vida saludables y gestión salutogénica (Yeh et al., 2023). La evidencia ha demostrado que el bienestar y la calidad de vida dan resultados positivos como la reducción de la mortalidad (Føns et al., 2013), mejoras en las funciones psicológicas, cognitivas y competencias sociales (Jackson et al., 1998; Potempa et al., 2010; Scult et al., 2015); por el contrario, se conoce que los adultos mayores sin educación y apoyo social presentaron más posibilidad de tener problemas relacionados con la salud mental y mayor vulnerabilidad social que impacta negativamente en su salud; por tanto, surge la necesidad de generar leyes y estrategias sociales desde los gobiernos para mejorar el bienestar mental y psicológico de los adultos mayores

(Aguedo-Suárez et al., 2015), así como establecer alianzas con personas, grupos, entidades nacionales e internacionales, para lograr satisfacer la potencialización de los servicios dirigidos al adulto mayor (Osorio et al., 2018).

Casullo, tomando como base el modelo de Ryff, define el bienestar psicológico como el estado en que el sujeto concibe su vida como integralmente positiva y muestra satisfacción con la misma (Casullo, 2002; Figuerola-Escoto et al., 2021), plantea un constructo en el que enlazan componentes cognitivos, vínculos relacionales y estados emocionales (Castro, 2009), proponiendo un modelo de cuatro dimensiones: (1) control de situaciones, percibida como la facultad que tienen los individuos de desenvolverse en su entorno adecuadamente; (2) aceptación/control, sentimiento de bienestar con uno mismo; (3) vínculos, relacionado con el tipo de las relaciones interpersonales y, (4) proyectos, en las aspiraciones, logros y propósito de vida; incluidos en la Escala de evaluación del Bienestar Psicológico BIEPS-A (Casullo, 2002).

La primera versión del BIEPS-A fue la Escala de Bienestar Psicológico para jóvenes adolescentes (BIEPS-J) (Figuerola, 2020). Casullo y Castro (2000) diseñaron y validaron una escala breve autoadministrable para la evaluación del bienestar psicológico en adolescentes argentinos de 13 a 18 años, instrumento conformado por 13 ítems, distribuidos en cuatro dimensiones: *control*, *aceptación/control*, *vínculos y proyectos*; el cual presentó una confiabilidad global bastante aceptable de .74, mostrándose adecuado para la medición del bienestar psicológico. Posteriormente, Casullo (2002) utilizó los reactivos del BIEPS-J para el proceso de validación en adultos argentinos de 19 a 61 años, utilizando un análisis de componentes principales con rotación varimax, con el cual determina que el bienestar psicológico está conformado por las cuatro dimensiones, dando origen a la Escala de evaluación del Bienestar Psicológico, BIEPS-A.

En los últimos tiempos, se ha tratado de medir el bienestar en adultos mayores aplicando diversos instrumentos que miden este constructo o factores asociados al mismo, entre ellos: la Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS), instrumento desarrollado por Diener en 1985, en el que se valora la experiencia vital de forma global, presentado en versión española por Vázquez et al. (2013); la escala de WHOQOL-BREF, creada por la OMS en 1996, con la cual se evalúa calidad de vida y cuenta con diversos estudios en grupos etarios y poblaciones específicas (Espinoza, 2011; López et al., 2016); el WHO Well-being Index creado por Bech en el 2004, que determina el bienestar general, validada en adultos mayores argentinos (Serrani, 2015); la escala WHOQOLOLD, creada por la OMS en el 2005, mide

calidad de vida en adultos mayores y cuenta con estudios en población hispanoamericana (Hernández-Navarro et al., 2015; Urzúa & Navarrete, 2013); la Escala de Felicidad de Lima (EFL) desarrollada por Alarcón (2006), evalúa el bienestar subjetivo. Además, se cuenta también con la Escala de bienestar mental de Warwick-Edimburgo (WEMWBS), validada para población adulta mayor chilena (Carvajal et al., 2015).

La Escala BIEPS-A cuenta con algunos estudios en los que se ha evaluado sus propiedades psicométricas, como el realizado por Figuerola-Escoto (2021) en universitarios mexicanos. En este se descartaron 4 reactivos y se encontró una estructura unifactorial para los restantes 9, mediante la aplicación de un análisis factorial exploratorio, mientras que la consistencia interna medida con el alfa de Cronbach fue aceptable (.78) y elevada con el alfa ordinal (.90). Por otro lado, en el Perú se han reportado estudios que analizaron las propiedades psicométricas del BIEPS-A en estudiantes universitarios, tal como el realizado por Domínguez-Lara (2014), quien a través del análisis factorial confirmatorio encontró que los datos responden a la estructura de cuatro dimensiones relacionadas, y en cuanto a la confiabilidad, el alfa de Cronbach para las subescalas y escala general son altos > .80. De igual manera, Cassaretto y Martínez (2017) analizaron la consistencia interna de la escala total obteniendo un coeficiente alfa de .82 en una muestra de 201 universitarios; además, Huamani y Arias (2018) confirmaron la estructura de cuatro factores correlacionados, aunque tras la eliminación de los ítems 3, 4, 5 y 9, haber correlacionado ítems pertenecientes a diferentes dimensiones y reconfigurar la composición de cada factor. Por último, Heredia-Mongrut y Romero (2021), tras efectuar un análisis factorial confirmatorio encontraron valores de bondad deficientes para el modelo de cuatro factores y un coeficiente de omega de McDonald de .76 en una muestra de 423 participantes.

Como se ha informado, actualmente se dispone de validaciones peruanas para la escala BIEPS-A, en grupos etarios que comprenden la adultez temprana y la adultez media; sin embargo, existe una ausencia de validaciones para la creciente población adulta mayor peruana. Por lo tanto, contar con este instrumento permitiría una mejor evaluación e identificación oportuna de casos sensibles que permitiría implementar programas de prevención selectiva que respondan a las necesidades de atención específicas para esta población vulnerable, dado que presentan dolencias y problemas crónicos de salud (Meléndez et al., 2018), a lo que se suman condiciones desfavorables para su vida, entre ellas, el escaso acceso a servicios básicos como salud y pensión, la discriminación

por edad o violencia (Instituto de Democracia y Derechos Humanos [Idehpucp], 2018; INEI, 2020). En consecuencia, este estudio busca analizar las evidencias psicométricas

de validez, confiabilidad e invarianza factorial de la Escala de Bienestar Psicológico BIEPS-A, en una muestra de adultos mayores peruanos.

Método

Diseño

Estudio instrumental, orientado al análisis de las propiedades psicométricas de la escala en medición (Ato et al., 2015; Montero & León, 2007).

Participantes

Inicialmente respondieron 531 adultos mayores, pero se descartaron nueve casos, dado que estos declararon no aceptar su participación voluntaria en el estudio. Por lo tanto, la muestra final se conformó por 522 personas, de 60 a 93 años ($M = 70.81$, $DE = 7.62$), 345 (66%) mujeres y 177 (34%) hombres; 57.7% son casados/conviviendo, 25.7% viudos, 10.5% divorciados/separados y 6.1% solteros; el 46.2% accedió a educación superior técnica o universitaria, 49.2% cuenta con educación básica y 4.6% no reporta haber recibido estudios; el 32% vive con pareja e hijos, 27.8% vive con hijos, 14.9% vive con otros familiares, el 13.6% vive solo y 11.7% vive con pareja; finalmente, 40.4% asisten a centros del adulto mayor (CAM) y 59.6% no asiste a estos centros.

Los participantes fueron seleccionados mediante un procedimiento no probabilístico por conveniencia, dado que se incorporó a todos aquellos a los que se tuvo acceso, que aceptaron colaborar y diligenciaron correctamente los instrumentos hasta completar la muestra de estudio ($n > 500$). Al respecto, si bien no existe un consenso sobre el tamaño de muestra requerido para los estudios psicométricos, Arafat et al. (2016), tras una revisión metodológica, encontraron que una muestra con 500 participantes es considerada como muy buena para validar una escala en ciencias de la salud. En esa misma línea, como resultado de una revisión, estudios de simulación de Montecarlo, Newsom (2023) recomienda muestras > 400 participantes cuando se utiliza el estimador MLR y > 500 cuando se utilizan estimadores como DWLS/WLSMV.

Instrumentos

Escala de Bienestar Psicológico para adultos (BIEPS-A)

Escala desarrollada por Casullo (2002), con 13 reactivos. Es una medida de autoinforme y el tiempo de aplicación

es de aproximadamente 20 minutos. Los reactivos tienen tres niveles en escala ordinal (*desacuerdo*=1, *ni acuerdo ni desacuerdo*=2 y *de acuerdo*=3). Presenta cuatro dimensiones que son control/aceptación ($\alpha = .46$), autonomía ($\alpha = .61$), vínculos ($\alpha = .49$) y proyectos ($\alpha = .59$), explica el 53% de la varianza y la consistencia interna fue de $\alpha = .70$. La versión para Perú fue analizada por Domínguez-Lara (2014) en estudiantes universitarios, encontrando una confiabilidad por consistencia interna a través del coeficiente alfa = .96.

Índice de Bienestar General (WHO-5)

Este índice creado por la OMS en 1998, cuenta con 5 reactivos que exploran sintomatología depresiva, en relación con el estado de ánimo, interés por las cosas y nivel de energía. Es una medida de autoinforme y el tiempo de aplicación es de aproximadamente 10 minutos. Los reactivos tienen cuatro niveles en escala ordinal (*nunca*=0; *a veces*=1; *muchas veces*=2 y *siempre*=3) (OMS, 2014). Presenta una consistencia interna de $\omega = .758$ en universitarios peruanos; para evaluar la estructura interna ejecutaron un análisis factorial confirmatorio obteniendo los siguientes índices $\chi^2/g.l. = 2.416$; CFI = .994; RMSEA = .053; SRMR = 0.01, lo que indica que el instrumento funciona adecuadamente (Caycho et al., 2020).

Procedimiento

La investigación hizo parte del Fondo para la investigación docente de la Universidad César Vallejo, aprobado por Resolución RVI N°217-2021, con dictamen de aprobación n.° 014 del Comité de Ética de la universidad.

La recolección de los datos se elaboró en un formulario virtual, en el que se explicó el objetivo de la investigación, la participación voluntaria y anónima, y la indicación de contar con el apoyo técnico de un tercero, en caso de requerirlo. De la misma manera, se añadió el consentimiento informado, con dos opciones al iniciar la administración de la escala: “sí acepto participar” y “no acepto participar”, luego se procedió con su difusión por redes sociales en los Centros del Adulto Mayor (CAM) y organizaciones comunales (comedores populares, programa de vaso de leche y municipalidades) de Lima, Perú, durante seis meses. Una vez terminada la recolección de datos, se realizó la depuración de formularios, considerando los

criterios de exclusión de la investigación y se elaboró la base de datos en una hoja de cálculo de Microsoft Excel, para luego exportarlos al software estadístico RStudio 4.1.2., para su correspondiente análisis.

Análisis de datos

El análisis de los datos se realizó a través del software estadístico RStudio 4.1.2. Para examinar las evidencias de validez basadas en la estructura interna de la prueba se ejecutó un análisis factorial confirmatorio (AFC), con los estimadores robustos MLR asumiendo la ausencia de normalidad multivariada y WLSMV sugerido para datos ordinales o categóricos; se tomaron en cuenta los índices de ajuste: Root Mean Square Error of Approximation RMSEA = < .08, Comparative Fit Index CFI = > .95, TLI = > .90, X^2 / gl < 3 y Residual Quadratic Mean WRMR = < 1, estos índices permiten verificar el ajuste del modelo (Escobedo et al., 2016; Hooper et al., 2008).

No obstante, cuando los índices de ajuste son insuficientes se reespecifica el modelo para lograr un mejor ajuste (Hair et al., 2001). Se retendrán los reactivos que tengan un lambda mayor o igual a .50 ($\lambda \geq .50$). La confiabilidad se estimó a través de los coeficientes alfa (Cronbach, 1951) y omega (McDonald, 1999), considerando magnitudes > .80 como aceptables (Celina & Campo, 2005). Para evaluar las evidencias de validez en relación con otras variables se utilizó un coeficiente de correlación de Pearson, considerando un p-valor < .05, y las magnitudes del tamaño del efecto como pequeño ($R^2 = .01$), mediano ($R^2 = .10$) y grande ($R^2 = .25$) (Cohen, 1988). El análisis de invarianza factorial tanto configural, métrica, escalar y residual, se realizó para explorar posibles diferencias estructurales entre hombres y mujeres, se consideraron las diferencias en el CFI (ΔCFI) y el RMSEA ($\Delta RMSEA$), los cuales debían estar por debajo de .01 (Rutkowski & Svetina, 2013; Svetina et al., 2019) para así indicar que el instrumento es invariante en hombres y mujeres (Svetina et al., 2019).

Resultados

Correlaciones policóricas

En principio, se presenta la matriz de correlaciones policóricas que se utilizó como insumo para el análisis de datos (véase Tabla 1).

Tabla 1. Matriz de correlaciones entre los ítems de la Escala BIEPS-A

| Ítems | P1 | P2 | P3 | P4 | P5 | P6 | P7 | P8 | P9 | P10 | P11 | P12 | P13 |
|-------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| P1 | - | | | | | | | | | | | | |
| P2 | .39 | - | | | | | | | | | | | |
| P3 | .45 | .29 | - | | | | | | | | | | |
| P4 | .56 | .38 | .54 | - | | | | | | | | | |
| P5 | .32 | .20 | .46 | .34 | - | | | | | | | | |
| P6 | .48 | .26 | .51 | .57 | .27 | - | | | | | | | |
| P7 | .30 | .28 | .34 | .40 | .26 | .20 | - | | | | | | |
| P8 | .29 | .15 | .38 | .30 | .18 | .26 | .31 | - | | | | | |
| P9 | .46 | .17 | .36 | .50 | .58 | .31 | .38 | .30 | - | | | | |
| P10 | .57 | .46 | .36 | .61 | .23 | .34 | .44 | .31 | .49 | - | | | |
| P11 | .53 | .36 | .55 | .70 | .24 | .53 | .38 | .33 | .41 | .48 | - | | |
| P12 | .26 | .09 | .28 | .28 | .08 | .16 | .28 | .51 | .26 | .25 | .33 | - | |
| P13 | .50 | .25 | .48 | .41 | .29 | .31 | .34 | .75 | .50 | .42 | .42 | .55 | - |

Evidencias de validez basadas en la estructura interna

En la Tabla 2 se puede observar los valores del AFC de la Escala BIEPS-A, que fue realizado con los estimadores MLR y WLSMV. En primer lugar, se presenta el modelo 1 con la estructura original de 13 ítems que muestran índices de ajuste no adecuados (Escobedo et al., 2016; Hooper et al., 2008; Ruíz et al., 2010), esto indica que la estructura original propuesta no es la adecuada, motivo por el cual se ejecuta el análisis factorial exploratorio (véase Tabla 3), de los cuales se obtienen el modelo 2 y 3 que proponen una distribución de ítems nueva. El modelo 2 considera 12 ítems debido a que después de ejecutar un análisis factorial exploratorio (AFE) se encontró que el ítem 5 carga en un solo factor, motivo por el cual fue excluido, siguiendo la recomendación que indica que un

factor debe tener un mínimo de 3 o 4 ítems (Fabrigar et al., 1999; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Así mismo, en el modelo 2 se optó por covariar los ítems 9 ~ 10, pues presentaban alto puntaje en el índice de modificación, lo cual indica que existe covarianza entre ambos ítems y que medirían lo mismo (Brown & Moore, 2012). Con la finalidad de mejorar el modelo se decidió probar un modelo reespecificado (modelo 3) con la exclusión del ítem 9, debido a que presentaba la menor carga factorial entre los reactivos covariados, solo se aplicó esta covariación ya que no se recomienda usar tantas correlaciones entre residuales (Domínguez-Lara, 2019), una vez realizado este paso, se encontró un modelo de 11 ítems con valores óptimos y mejor ajuste. A la vez, se muestran los índices de ajuste del modelo 3 para la muestra final por cada uno de los sexos y en todos los casos son óptimos.

Tabla 2. Índices de ajuste para los modelos propuestos para la Escala BIEPS-A

| Modelos | x2/gl | CFI | TLI | SRMR | RM-SEA | RMSEA 90% CI | | AIC | BIC |
|--|-------|------|------|-------|--------|--------------|-------|-------|-------|
| | | | | | | Lower | Upper | | |
| Modelo 1 | 6.05 | .799 | .734 | .0634 | .0984 | .0888 | .1080 | 10283 | 10475 |
| Modelo 2 | 1.95 | .965 | .954 | .0347 | .0427 | .0300 | .0551 | 9240 | 9406 |
| Modelo 3-Estimador MLR | 1.812 | .974 | .965 | .0319 | .0394 | .0246 | .0536 | 8601 | 8754 |
| Modelo 3-Estimador WLS-MV | x2/gl | CFI | TLI | SRMR | RM-SEA | Lower | Upper | WRMR | - |
| | 1.631 | .988 | .984 | .0470 | .0350 | .0190 | .0490 | .7490 | - |
| Modelo 3-Estimador WLS-MV - Femenino | 1.480 | .986 | .982 | .0560 | .0380 | .0017 | .0560 | .7310 | - |
| Modelo 3-Estimador WLS-MV - Masculino | 1.266 | .986 | .982 | .0750 | .0390 | .000 | .7010 | .650 | - |
| Modelo 3-Estimador WLS-MV - Sí CAM | 1.030 | .998 | .998 | .0610 | 0.012 | .000 | .0490 | .613 | - |
| Modelo 3-Estimador WLS-MV - No CAM | 1.51 | .988 | .984 | .0550 | .0410 | .0180 | .0610 | .688 | - |

En la Tabla 3 se detalla el proceso de evaluación que se realizó pos análisis factorial confirmatorio de la propuesta original, donde se buscó explorar si otra estructura explicaba mejor el constructo en la muestra de adultos mayores, debido a que los índices del

modelo original no eran adecuados, llegándose a la conclusión que una propuesta de 11 ítems explica de mejor manera el constructo bienestar psicológico, la cual, incluso tiene un porcentaje de varianza que se encuentra en el límite considerado como adecuado

al ser mayores a 40% (Morales, 2006), a pesar de que algunos autores refieren que es un criterio confuso por lo cual lo desaconsejan (Lloret-Segura et al., 2014). El

modelo 3 (11 ítems) es considerado definitivo gracias a que omite la correlación entre residuales (ítems covariados).

Tabla 3 Análisis factorial exploratorio de la Escala BIEPS-A

| Ítems | Modelo 2 | | | | Ítems | Modelo 2 | | | Ítems | Modelo 3 | | |
|-------------------------|---------------------|-------|-------|-------|-------------------------|---------------------|------|------|-------------------------|---------------------|-------|------|
| | Factores (13 ítems) | | | | | Factores (12 ítems) | | | | Factores (11 ítems) | | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | | 1 | 2 | 3 | | 1 | 2 | 3 |
| P11 | 0.62 | | | | P11 | 0.61 | | | P11 | 0.68 | | |
| P4 | 0.59 | | | | P4 | 0.59 | | | P6 | 0.67 | | |
| P6 | 0.58 | | | | P6 | 0.58 | | | P4 | 0.64 | | |
| P3 | 0.50 | | | | P3 | 0.50 | | | P3 | 0.55 | | |
| P1 | 0.39 | | | | P1 | 0.39 | | | P1 | 0.39 | | |
| P13 | | 0.76 | | | P10** | | 0.78 | | P13 | | 0.76 | |
| P8 | | 0.69 | | | P9** | | 0.35 | | P8 | | 0.75 | |
| P12 | | 0.43 | | | P2 | | 0.34 | | P12 | | 0.44 | |
| P10 | | | 0.77 | | P7 | | 0.31 | | P10 | | | 0.83 |
| P9 | | | 0.35 | | P13 | | | 0.77 | P2 | | | 0.29 |
| P2 | | | 0.33 | | P8 | | | 0.68 | P7 | | | 0.21 |
| P7 | | | 0.30 | | P12 | | | 0.43 | - | - | - | - |
| P5* | | | | 0.98* | - | - | - | - | - | - | - | - |
| % de varianza explicada | 12.99 | 11.38 | 11.01 | 8.90 | % de varianza explicada | 13.9 | 12.5 | 12.4 | % de varianza explicada | 18.1 | 13.13 | 9.45 |
| % de varianza acumulada | | 44.3 | | | % de varianza acumulada | | 38.8 | | % de varianza acumulada | | 40.7 | |

Nota: *Ítem eliminado por criterio de Fabrigar et al. (1999); Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010).
 **Ítems covariados por correlación de residuales; para el modelo 3 se quita el 9 debido a que posee una carga menor.

En la Tabla 4 se presentan las cargas factoriales de los modelos propuestos con ambos estimadores MRL y WLSMV, y se evidencia que en el modelo 3 con 11 ítems, las cargas factoriales tienen valores adecuados (> .50); también se presentan las cargas

factoriales para el grupo de sexo femenino y masculino del modelo 3. Por lo tanto, la nueva estructura interna de la Escala BIEPS-A hallada en este grupo de adultos mayores peruanos quedó conformada según se presenta en la Tabla 5.

Tabla 4 Cargas factoriales del AFC de los modelos propuestos

| Factor | Modelo 2 | | Modelo 3 | | Modelo 3 | | | | | | | | | |
|----------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|-----------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|-------|-------------|
| | MLR | | WLSMV | | Femenino | | Masculino | | Sí CAM | | No CAM | | | |
| | Ítems | λ_1 | Ítems | λ_1 | Ítems | λ_1 | Ítems | λ_1 | Ítems | λ_1 | Ítems | λ_1 | Ítems | λ_1 |
| Factor 1 | P11 | .69 | P11 | .69 | P11 | .80 | P11 | .78 | P11 | .85 | P11 | .67 | P11 | .87 |
| | P4 | .75 | P6 | .57 | P6 | .64 | P6 | .60 | P6 | .72 | P6 | .50 | P6 | .74 |
| | P6 | .56 | P4 | .74 | P4 | .85 | P4 | .82 | P4 | .89 | P4 | .78 | P4 | .88 |
| | P3 | .54 | P3 | .54 | P3 | .69 | P3 | .69 | P3 | .71 | P3 | .66 | P3 | .71 |
| | P1 | .58 | P1 | .58 | P1 | .74 | P1 | .73 | P1 | .74 | P1 | .71 | P1 | .76 |
| Factor 2 | P13 | .84 | P13 | .83 | P13 | .98 | P13 | .99 | P13 | .89 | P13 | .94 | P13 | .99 |
| | P8 | .68 | P8 | .69 | P8 | .76 | P8 | .75 | P8 | .81 | P8 | .73 | P8 | .80 |
| | P12 | .43 | P12 | .44 | P12 | .60 | P12 | .54 | P12 | .77 | P12 | .59 | P12 | .61 |
| Factor 3 | P10* | .68 | P10 | .70 | P10 | .81 | P10 | .77 | P10 | .88 | P10 | .67 | P10 | .91 |
| | P9* | .49 | P2 | .45 | P2 | .54 | P2 | .60 | P2 | .40 | P2 | .45 | P2 | .60 |
| | P2 | .41 | P7 | .43 | P7 | .57 | P7 | .56 | P7 | .61 | P7 | .62 | P7 | .51 |
| | P7 | .44 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |

Nota: *Ítems covariados por correlación de residuales; para el modelo 3 se quita el 9 debido a que posee una carga menor

Tabla 5 Distribución de los ítems propuestos del modelo 3 (11 ítems)

| Factor | Ítems | Descripción | Dimensiones |
|----------|-------|--|-------------|
| Factor 1 | P11 | 11. Puedo aceptar mis equivocaciones y tratar de mejorar. | Proyectos |
| | P6 | 6. Siento que podré lograr las metas que me proponga. | |
| | P4 | 4. Puedo decir lo que pienso sin mayores problemas. | |
| | P3 | 3. Me importa pensar qué haré en el futuro. | |
| | P1 | Creo que sé lo que quiero hacer con mi vida. | |
| Factor 2 | P13 | 13. Encaro sin mayores problemas mis obligaciones diarias. | Control |
| | P8 | 8. Creo que en general me llevo bien con la gente. | |
| | P12 | 12. Puedo tomar decisiones sin dudar mucho. | |

| Factor | Ítems | Descripción | Dimensiones |
|----------|-------|--|-------------|
| Factor 3 | P10 | 10. Soy una persona capaz de pensar en un proyecto para mi vida. | Autonomía |
| | P2 | Si algo me sale mal puedo aceptarlo, admitirlo. | |
| | P7 | 7. Cuento con personas que me ayudan si lo necesito. | |

Evidencias de validez en relación con otras variables

Así mismo, se correlacionaron las puntuaciones de la Escala BIEPS-A y el Índice de bienestar general (WHO-5), encontrando una correlación estadísticamente significativa, directa y con tamaño del efecto grande: $r = .504$, $R^2 = .254$ (Cohen, 1988). Por lo tanto, esto evidencia que las puntuaciones de la Escala BIEPS-A tienden a medir en la dirección teórica esperada de acuerdo con la red nomológica para el constructo bienestar (Zumárraga-Espinosa & Cevallos-Pozo, 2021).

Evidencias de confiabilidad

Tomando como base los resultados del modelo 3, se calcularon los coeficientes de confiabilidad para estimar la confiabilidad por el método de consistencia interna, encontrando valores aceptables para la prueba: $\alpha = .80$, $\omega = .80$, como para los tres factores (1) Proyectos: $\alpha = .76$, $\omega = .76$, (2) Control: $\alpha = .68$, $\omega = .70$, y (3) Autonomía: $\alpha = .52$, $\omega = .55$, lo que constituye evidencia de la precisión de las medidas obtenidas con esta nueva versión de la BIEPS-A (Campo-Arias & Oviedo, 2008; Katz, 2006).

Análisis bifactor

En la Tabla 6 se presentan los cálculos de los índices bifactor procesados en la calculadora de Dueber (Dueber, 2017, 2020), se encontró que el ECV del Factor General (FG = .50) es menor a .70, lo que es un indicador de que no se presenta unidimensionalidad; sin embargo, el PUC = .71 es mayor a .70, lo que indica que es viable para plantear unidimensionalidad (Rodríguez et al., 2016a,b). De igual manera, el omega jerárquico del factor general ($\omega_H = .63$) fue menor a .80, lo que también indicaría que no se hace viable la unidimensionalidad de la escala de bienestar psicológico (Reise et al., 2013), sumado a ello, los valores de omega jerárquico de los factores específicos que están por debajo de lo esperado ($\omega_{hs} \geq 0.30$) a excepción del Factor 1. A pesar de ello, el coeficiente H del factor general fue mayor a .70, este indicador sugeriría una variable latente general (Hancock & Mueller, 2001). Respecto a la determinación de los factores (FD) fue menor a .90, lo cual muestra que este índice no es óptimo (Gorsuch, 1983). En términos generales no existe un consenso entre los valores estadísticos para asegurar la unidimensionalidad de la propuesta de 11 ítems.

Tabla 6 Índice bifactor del modelo 3

| | ECV | FD | PUC | ω_H / ω_{hs} | H |
|---------------------|-----|-----|-----|--------------------------|-----|
| Factor general (FG) | .50 | .85 | | .63 | .79 |
| F1 (5 ítems) | .36 | .84 | .71 | .39 | .69 |
| F2 (3 ítems) | .14 | .56 | | .13 | .33 |
| F2 (3 ítems) | .24 | .87 | | .24 | .52 |

Nota: ECV = Varianza extraída común; H = índice de replicabilidad de constructo; PUC = Porcentaje de correlaciones no contaminadas; FD = Determinación del factor.

Evidencias de invarianza factorial

En la Tabla 7 se observan los resultados de la invarianza factorial de la Escala de Bienestar Psicológico (Modelo 3-11 ítems) según el sexo de los participantes. De esta forma, se evidencia que las variaciones en el CFI (Δ CFI) y RMSEA (Δ RMSEA) son menores a .01 en la mayoría de los casos, a excepción de la invarianza residual (Rutkowski & Stevina, 2013), lo cual indica que existen diferencias en el instrumento en función al sexo, es

decir, la Escala de Bienestar Psicológico (Modelo 3-11 ítems) es variante a nivel residual en la evaluación de hombres y mujeres, lo que indicaría que se presenta una invarianza factorial parcial con respecto al sexo. Utilizando los mismos criterios mencionados se observa que el CFI (Δ CFI) y RMSEA (Δ RMSEA) en la mayoría de los índices mostrados son superiores a lo esperado, lo que equivale a decir que el instrumento es variante respecto de asistir o no a los CAM.

Tabla 7 Índices de ajuste del análisis de invarianza factorial de la escala de bienestar psicológico según el sexo y condición de asistencia a un CAM (modelo 11 ítems)

| Invarianza factorial según sexo | | | | | | | | | |
|--|----------|----------------|-----|-------------|-----|-------|--------------|-------|----------------|
| Nivel | χ^2 | $\Delta\chi^2$ | gl | Δ gl | p | CFI | Δ CFI | RMSEA | Δ RMSEA |
| Configural | 136.82 | ... | 82 | | *** | .958 | ... | .051 | ... |
| Métrica | 152.62 | 15.792 | 90 | 8 | *** | .951 | .006 | .052 | .001 |
| Escalar (Fuerte) | 164.28 | 11.666 | 98 | 8 | *** | .949 | .003 | .051 | .001 |
| Residual (Estricta) | 198.64 | 34.36 | 109 | 11 | *** | .931 | .018 | .056 | .005 |
| Invarianza factorial según la condición de asistente o no a un CAM | | | | | | | | | |
| Nivel | χ^2 | $\Delta\chi^2$ | gl | Δ gl | p | CFI | Δ CFI | RMSEA | Δ RMSEA |
| Configural | 124.46 | ... | 82 | | *** | 0.968 | ... | 0.045 | ... |
| Métrica | 149.64 | 17.739 | 90 | 8 | *** | 0.955 | 0.013 | 0.050 | 0.006 |
| Escalar (Fuerte) | 168.25 | 21.575 | 98 | 8 | *** | 0.947 | 0.008 | 0.052 | 0.002 |
| Residual (Estricta) | 254.83 | 25.742 | 109 | 11 | *** | 0.890 | 0.057 | 0.072 | 0.019 |

Discusión

El objetivo de este estudio fue analizar las evidencias psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para adultos (BIEPS-A) en una muestra de adultos mayores peruanos. Los resultados del AFC permiten presentar una propuesta estructural de tres factores correlacionados: *proyectos*, *control* y *autonomía*, con 11 ítems para la Escala BIEPS-A validada con valores óptimos e índices de ajuste idóneos, presentando mejores ajustes para la población de adultos mayores limeños que el modelo original, el cual presentaba una estructura de cuatro factores y de 13 ítems (Casullo, 2002), reafirmada en estudiantes universitarios (Domínguez-Lara, 2014), que difería también

del modelo unifactorial de 9 reactivos obtenido con adultos mexicanos (Figuerola-Escoto et al., 2021). El nuevo modelo encontrado en este estudio obedece a la exclusión del ítem 5 y 9; el ítem 5 (“Generalmente le caigo bien a la gente”) fue separado por cargar en un solo factor, siendo recomendable tener por lo menos 3 o 4 por cada factor (Fabrigar et al., 1999; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010), y el ítem 9 (“En general, hago lo que quiero, soy poco influenciable”) fue apartado, porque presentaba covarianza con el ítem 10, y tenía menor carga factorial respecto de este último, evitando así utilizar demasiadas correlaciones entre residuales (Domínguez, 2019).

Esta nueva estructura con tres factores correlacionados —proyectos, control y autonomía—, difiere de la estructura de cuatro factores, control/aceptación, autonomía, vínculos, y proyectos propuesta por Casullo (2002). Al respecto, no existe consenso entre los investigadores sobre la estructura de la Escala BIEPS-A. Por un lado, Domínguez (2014) confirmó esta estructura de cuatro factores, su estudio se realizó con universitarios entre 16 y 44 años ($Media = 20.8$, $DE = 3.58$). Igualmente, en el estudio de Huamani y Arias (2018) se confirmó esta misma estructura, pero se requirió eliminar tres reactivos (4, 5 y 10), y se tuvo que correlacionar el ítem 9 del factor aceptación con el ítem 11 del factor vínculos; incluso, se eliminó la dimensión autonomía y se presentó en forma individual la dimensión aceptación/control. Por otro lado, Figuerola-Escoto et al. (2020) encontraron una estructura de factor único con solo 9 ítems para la escala BIEPS-A, descartando cuatro reactivos (3, 4, 5 y 9). Esta nueva conformación unidimensional podría deberse a la mayor heterogeneidad de la muestra, dado que en este último estudio se incorporó a 188 estudiantes universitarios entre 18 y 37 años ($M = 21.93$, $DE = 2.40$) y participantes de población general entre 17 y 67 años ($M = 35.45$, $DE = 12.25$), aunque los autores la atribuyen también a factores culturales propios del contexto mexicano.

En esa línea, la nueva estructura de tres factores correlacionados hallada en la presente investigación podría deberse a diferencias culturales y metodológicas, pero, sobre todo, a la composición de la muestra, dado que no se encontraron estudios previos realizados en adultos mayores hispanoamericanos. Este modelo orienta el bienestar psicológico en relación a contar con un propósito y sentido de vida para el logro de metas personales (*proyectos*); sumado al manejo de sus actividades diarias y capacidad de influir en su entorno (*control*); además, se valora la independencia en la toma de decisiones (*autonomía*). Estas dimensiones coinciden con tres de las seis dimensiones planteadas en el modelo original de Ryff (Ryff & Keyes, 1995), también se reduce en una dimensión la propuesta de Casullo (Casullo, 2002). Por lo tanto, sería recomendable replicar este estudio para determinar la consistencia de estos hallazgos.

Con relación a la confiabilidad del BIEPS-A, los índices del modelo propuesto para la escala general son adecuados (α y $\omega = .80$), ya que se encuentran entre los rangos de .70 y .90 (Campo-Arias & Oviedo, 2008), siendo semejante a lo reportado en estudios anteriores con esta escala, como el estudio con adultos mexicanos ($\alpha =$

.78) (Figuerola et al., 2021) y en universitarios peruanos ($\alpha = .82$) (Cassaretto & Martínez, 2017). Sin embargo, la dimensión autonomía se encuentra por debajo de lo esperado ($\alpha = .52$, $\omega = .55$), mientras que la dimensión control está en el límite del valor de confiabilidad esperado ($\alpha = .68$, $\omega = .70$), solo la dimensión proyectos alcanza un valor de confiabilidad óptimo ($\alpha = .76$, $\omega = .76$), esto es similar a los resultados encontrados por Casullo (2002). Se debe aclarar que no existen indicios concluyentes sobre la unidimensionalidad de bienestar psicológico para adultos mayores, pues al respecto se encuentran índices contradictorios al ejecutar el análisis bifactor.

Las correlaciones de las puntuaciones del bienestar psicológico BIEPS-A y las medidas del bienestar general con el WHO-5, brindaron evidencias de validez relacionadas con otras variables, los resultados mostraron una correlación estadísticamente significativa y directa entre el bienestar psicológico y el bienestar general; esto se explica por la estrecha relación que existe en que la persona adulto mayor perciba su vida como significativamente importante, autorrealizada y con propósitos en su bienestar óptimo y calidad de vida (Enns et al., 2016), aunque esta correlación no evidencia una relación de causalidad entre bienestar psicológico y bienestar general.

Los índices de ajuste del análisis de invarianza factorial de la BIEPS-A del modelo 3 mostraron diferencias en función al sexo, lo que implicaría que la prueba es variante para hombres y mujeres. Así mismo, estos resultados concuerdan con estudios anteriores respecto a que la apreciación del bienestar psicológico está determinada por factores como edad, sexo, tipo de familia, entre otros (Mesa-Fernández et al., 2019; Ryff, 1989). Sin embargo, este hallazgo no es concluyente, por cuanto solo se incumple con la invarianza a nivel residual, entonces se podría dejar este punto a criterio de los investigadores y continuar con su análisis en posteriores estudios. De la misma forma, la prueba se presenta variante para los adultos mayores que asisten o no asisten a un CAM, resultados que coinciden con los hallazgos que afirman que los adultos mayores que cuentan con apoyo social tienen mayores oportunidades para gestionar su salud y alcanzar estilos de vida saludables (Aguedo-Suárez et al., 2015; Yeh et al., 2023).

Si se implementarán de manera óptima políticas y estrategias de atención al adulto mayor, dirigidas al logro de una salud integral que implique un adecuado bienestar y calidad de vida, se lograría aumentar la longevidad; para ello, se hace necesario que los adultos mayores conserven sus funciones cognitivas y competencias sociales, así

como contar con el apoyo familiar y social (Aguedo-Suárez et al., 2015; Føns et al., 2013; Jackson et al., 1998; Osorio et al., 2018; Potempa et al., 2010; Scult et al., 2015; Yeh et al., 2023).

Entre las limitaciones de este estudio se destaca que la muestra fue recogida únicamente en la ciudad de Lima Metropolitana, por lo que no representa a la totalidad de población de adultos mayores peruanos, lo que dificulta la generalización de los resultados. Además, los datos fueron recolectados de manera transversal, con una sola medición, lo que no permite estimar la confiabilidad por estabilidad temporal, de modo que futuros estudios deberían examinar la precisión de las

puntuaciones con un test-retest. Tampoco se analizaron las evidencias de validez discriminante, al no contar con muestras clínicas, por lo que en otros estudios se debería incorporar grupos identificados con problemas de bajo bienestar psicológico, y emplear curvas ROC para evidenciar la sensibilidad y especificidad de la prueba.

En suma, se concluye que la escala BIEPS-A reúne evidencias de validez, confiabilidad y equidad para su correcto uso en adultos mayores peruanos, pudiendo ser un instrumento útil de tamizaje para evaluar el bienestar psicológico en una primera etapa de programas de intervención pertinentes y oportunos para esta población vulnerable.

Referencias

- Alarcón, R. (2006). Desarrollo de una escala factorial para medir la felicidad. *Revista Interamericana de Psicología*, 40(1), 99-106. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28440110>
- Aguedo-Suárez, A., Posada-López, A., & Meneses-Gómez, E. (2015). Mental health in older adults of a public hospital network of Medellín, Colombia. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 32(4), 701-708. <https://doi.org/10.17843/rpmesp.2015.324.1761>
- Arafat, Y., Rahman, H., Shalahuddin, A., & Hafez, M. (2016). Cross-cultural adaptation and psychometric validation of research instruments: A methodological review. *Journal of Behavioral Health*, 5(3), 129-136. <https://doi.org/10.5455/jbh.20160615121755>
- Ato, M., López-García, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en Psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Baquadano-Rodríguez, M., & Rosas-Muñoz, J. (2020). Una propuesta para entender el bienestar subjetivo en Chile más allá de lo hedónico. *Revista de Psicología*, 29(2), 1-14. <https://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2020.53375>
- Brown, T., & Moore, M. (2012). Confirmatory factor analysis. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 361-379). Guilford Press.
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/revsaludpublica/article/view/96741/80029>
- Carvajal, D., Aboaja, A., & Alvarado, R. (2015). Validación de la Escala de Bienestar Mental de Warwick-Edinburgo, en Chile. *Revista de Salud Pública*, 19(1), 13-21. <https://doi.org/10.31052/1853.1180.v19.n1.11822>
- Carvacho, R., Carrasco, M., Lorca, M. B. F., & Miranda-Castillo, C. (2021). Met and unmet needs of dependent older people according to the Camberwell Assessment of Need for the Elderly (CANE): A scoping review. *Revista Española de Geriatría y Gerontología*, 56(4), 225-235. <https://doi.org/10.1016/j.regg.2021.02.004>
- Cassaretto, M., & Martínez, P. (2017). Validación de las escalas de bienestar, de florecimiento y afectividad. *Pensamiento Psicológico*, 15(1), 19-31. <https://www.redalyc.org/pdf/801/80149351002.pdf>
- Castro, A. (2009). El bienestar psicológico: cuatro décadas de progreso Psychological well-being: Four decades of progress. *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 23(3), 43-72. <https://www.redalyc.org/pdf/274/27419066004.pdf>
- Casullo, M. M., & Castro-Solano, A. (2000). Evaluación del bienestar psicológico en estudiantes adolescentes argentinos. *Revista de Psicología*, 18(1), 35-68. <https://doi.org/10.18800/psico.200001.002>
- Casullo, M. (2002). *Evaluación del bienestar psicológico en Iberoamérica*. Paidós.
- Caycho-Rodríguez, T., Reyes-Bossio, M., Ventura-León, J., Arias Gallegos, W. L., Domínguez-Vergara, J., & Azabache-Alvarado, K. (2019). Psychometric evidence of a brief version of the Coping Humor Scale in elderly peruvians. *Revista Española de Geriatría y Gerontología*, 54(4), 230-236. <https://doi.org/10.1016/j.regg.2018.09.012>
- Caycho, T., Ventura, J., Azabache, K., Reyes, M., & Cabrera, I. (2020). Validez e invariancia factorial del Índice de Bienestar General (WHO-5 WBI) en universitarios peruanos. *Revista Ciencias de la Salud*, 18(3), 1-23. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.9797>
- Celina, H., & Campo, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580. <https://www.redalyc.org/pdf/806/80634409.pdf>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2a ed.). Lawrence Erlbaum.
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Revista Psychometrika*, 16(3), 297-334.

<https://doi.org/10.1007/BF02310555>

- Diener, E. (1994). Assessing subjective well-being: Progress and opportunities. *Social Indicators Research*, 31(2), 103-157. <https://doi.org/10.1007/BF01207052>
- Diener, E. (2009). Subjective Well-Being. En E. Diener (Ed.), *Social Indicators Research Series* (pp. 11-58). Springer Netherlands. https://doi.org/10.1007/978-90-481-2350-6_2
- Diener, E., Oishi, S., & Tay, L. (2018). Advances in subjective well-being research. *Nature Human Behaviour*, 2(4), 253-260. <https://doi.org/10.1038/s41562-018-0307-6>
- Domínguez-Lara, S. (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. <https://revistas.usb.edu.co/index.php/Psychologia/article/view/1211>
- Domínguez-Lara, S. (2019). Correlación entre residuales en análisis factorial confirmatorio: una breve guía para su uso e interpretación. *Interacciones*, 5(3), Artículo e207. <https://doi.org/10.24016/2019.v5n3.207>
- Dueber, D. (2017). *Bifactor índices calculador: A Microsoft excel-based tool to calculate various índices relevant to bifactor CFA models*. University of Kentucky. <https://dx.doi.org/10.13023/edp.tool.01>
- Dueber, D. (2020). *A bifactor approach to dimensionality assessment*. University of Kentucky. https://uknowledge.uky.edu/edsc_etds/59
- Enns, J., Holmqvist, M., Wener, P., Halas, G., Rothney, J., Schultz, A., Goertzen, L., & 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>
- Escobedo, M., Estebané, V., Hernández, J., & Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & Trabajo*, 18(55), 16-55. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Espinoza, I., Osorio, P., Torrejón, M., Lucas, R., & Bunout, D. (2011). Validación del cuestionario de calidad de vida (WHOQOL-BREF) en adultos mayores chilenos. *Revista Médica de Chile*, 139(5), 579-586. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872011000500003>
- Fabrigar, L., Wegener, D., MacCallum, R., & Strahan, E. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1082-989X.4.3.272>
- Ferrada, L., & Zavala, M. (2014). Bienestar psicológico: adultos mayores activos a través del voluntariado. *Ciencia y Enfermería*, 20(1), 130-123. <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-95532014000100011>
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441003>
- Figuerola-Escoto, R., Luna, D., Lezana-Fernández, M., & Meneses-Gonzales, F. (2021). Psychometric properties of the psychological well-being scale for adults (BIEPS-A) in a Mexican sample. *Revista CES Psicología*, 14(3), 70-93. <https://doi.org/10.21615/CESP.5572>
- Flores-Kanter, P., Muñoz-Navarro, R., & Medrano, L. (2018). Concepciones de la felicidad y su relación con el bienestar subjetivo: un estudio mediante redes semánticas naturales. *Liberabit: Revista Peruana de Psicología*, 24(1), 115-130. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2018.v24n1.08>
- Føns, N., Ekblond, A., Thomsen, L., Overvad, K., & Tjønneland, A. (2013). Leisure time physical activity and mortality. *Epidemiology*, 24(5), 717-725. <https://doi.org/10.1097/EDE.0b013e31829e3dda>
- Forsman, A., Nordmyr, J., & Wahlbeck, K. (2011). Psychosocial interventions for the promotion of mental health and the prevention of depression among older adults. *Health Promotion International*, 26(1), 85-107. <https://doi.org/10.1186/14752875-26-85>

doi.org/10.1093/heapro/dar074

- González-Fuentes, M., & Palos, P. (2016). Escala de Bienestar Psicológico para adolescentes. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP*, 42(2), 69-83. <https://doi.org/10.21865/RIDEP42>
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis*. Erlbaum
- Gu, D., Yang, F., & Sautter, J. (2016). Socioeconomic status as a moderator between frailty and mortality at old ages. *BMC Geriatrics*, 16(1), 17-19. <https://doi.org/10.1186/s12877-016-0322-2>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1995). *Análisis Multivariante* (5ª ed.). Prentice Hall.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. En R. Cudeck, S. H. C. du Toit & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Past and present. A Festschrift in honor of Karl G. Jöreskog* (pp. 195-261). Scientific Software International.
- Heredia-Mongrut, J., & Romero, C. (2021). Evidencias psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico para adultos en estudiantes universitarios de Tacna, Perú. *Revista de Psicología*, 11(2), 145-155. <https://doi.org/10.36901/psicologia.v11i2.1402>
- Hernández-Navor, J., Guadarrama-Guadarrama, R., Castillo-Arellano, S., Arzate, G., & Márquez-Mendoza, O. (2015). Validación del WHOQOL-OLD en adultos mayores de México. *PSIENCIA. Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 7(3), 397-405. <https://doi.org/10.5872/psiencia/7.3.21>
- 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. <https://arrow.tudublin.ie/buschmanart/2/>
- 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. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/7323074.pdf>
- Instituto de Democracia y Derechos Humanos (Idehpucp). (2018). *La situación de la población adulta mayor en el Perú, hallazgos de una investigación del Idehpucp para mejorar las políticas públicas*. <https://idehpucp.pucp.edu.pe/notas-informativas/la-situacion-de-la-poblacion-adulta-mayor-en-el-peru-hallazgos-de-una-investigacion-del-idehpucp-para-mejorar-las-politicas-publicas/>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2020, 25 de agosto). *En el Perú existen más de cuatro millones de adultos mayores*. Oficina Técnica de Difusión. https://m.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/noticias/np121_2020.pdf
- Jackson, J., Carlson, M., Mandel, D., Zemke, R., & Clark, F. (1998). Occupation in lifestyle redesign: The well elderly study occupational therapy program. *American Journal of Occupational Therapy*, 52(5), 326-336. <https://doi.org/10.5014/ajot.52.5.326>
- Katz, M. (2006). *Multivariable analysis* (2a ed.). Cambridge University Press.
- 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. <https://www.iosrjournals.org/iosr-jr-me/papers/Vol-6%20Issue-1/Version-2/A06120106.pdf>
- Kim, J. (2013). Social factors associated with centenarian rate (CR) in 32 OECD countries. *BMC International Health and Human Rights*, 13(1), 1-7. <https://doi.org/10.1186/1472-698X-13-16>
- Kingston, A., Davies, K., Collerton, J., Robinson, L., Duncan, R., Kirkwood, T. B. L., & Jagger, C. (2015). The enduring effect of education-socioeconomic differences in disability trajectories from age 85 years in the Newcastle 85+ Study. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 60(3), 405-411. <https://doi.org/10.1016/j.archger.2015.02.006>
- López, J., González, R., & Tejada, J. (2016). Propiedades psicométricas de la versión en español de la Escala de

- Calidad de Vida WHO QoL BREF en una muestra de adultos mexicanos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica. RIDEP*, 44(2), 105-115. <https://doi.org/10.21865/RIDEP44.2.09>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomas-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- McDonald, R. (2013). *Test theory: A unified treatment*. Editorial Routledge. https://books.google.com.pe/books?id=2-V5tOsa_DoC&dq=Test+theory:+A+unified+treatment.+Lawrence+Erlbaum+A+ssociates+Publishers.&lr=&hl=es&source=gbs_navlinks_s
- Meléndez, J., Satorres, E., Redondo, R., Escudero, J., & Pitarque, A. (2018). Wellbeing, resilience, and coping: Are there differences between healthy older adults, adults with mild cognitive impairment, and adults with Alzheimer-type dementia? *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 77, 38-43. <https://doi.org/10.1016/j.archger.2018.04.004>
- Mesa-Fernández, M., Pérez-Padilla, J., Nunes, C., & Menéndez, S. (2019). Psychological well-being in non-dependent active elderly individuals and its relationship with self-esteem and self-efficacy. *Ciencia e Saude Coletiva*, 24(1), 115-124. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018241.35302016>
- 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.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf
- Morales, P. (2006). *Medición de actitudes en psicología y educación: construcción de escalas y problemas metodológicos*. Universidad Pontificia Comillas. <https://books.google.com.pe/books?id=bnATYNmjP0cC&dq=nunnally&hl=es&source=gbsnavlinkss>
- Newsom, J. T. (2023). *Summary of Minimum Sample Size Recommendations* (Psy 523/623 Structural Equation Modeling, Spring 2023). Manuscript. https://web.pdx.edu/~newsomj/semclass/ho_sample%20size.pdf
- Nunes Baptista, M., Pereira Soares, T. F., Urquijo, S., & del Valle, M. V. (2021). Estructura interna y evidencias de validez de la Escala Baptista de Depresión para Adultos en población adulta de Argentina. *Acta Colombiana de Psicología*, 24(1), 32-46. <https://www.doi.org/10.14718/ACP.2021.24.1.4>
- Oh, S., Cho, E., & Kang, B. (2021). Social engagement and cognitive function among middle-aged and older adults: gender-specific findings from the Korean longitudinal study of aging (2008–2018). *Scientific Reports*, 11(1), 1-9. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-95438-0>
- Organización Mundial de la Salud [OMS]. (2014). *Constitución de la Organización Mundial de la Salud. Documentos Básicos* (48º ed.). <http://apps.who.int/gb/bd/PDF/bd48/basic-documents-48th-edition-sp.pdf?ua=I#page=7>
- Organización Mundial de la Salud [OMS]. (2022, 1 de octubre). *Envejecimiento y salud*. <https://www.who.int/es/newsroom/fact-sheets/detail/envejecimiento-y-salud>
- Osorio, L., Salinas, F., & Cajigas, M. (2018). Responsabilidad social y bienestar de la persona mayor. CIRIEC-España, *Revista de Economía Pública, Social y Cooperativa*, 92(1), 223-252. <https://doi.org/10.7203/CIRIEC-E.92.8959>
- Potempa, K. M., Butterworth, S. W., Flaherty-Robb, M. K., & Gaynor, W. L. (2010). The healthy ageing model: Health behaviour change for older adults. *Collegian*, 17(2), 51-55. <https://doi.org/10.1016/j.colegn.2010.04.008>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. <http://doi:10.1080/00273171.2012.715555>
- Ramos, J., Meza, A., Maldonado, I., Ortega, M., & Hernández, M. (2009). Aportes para una conceptualización de la vejez. *Revista de Educación y Desarrollo*, 11(2), 47-56. http://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_desarrollo/anteriores/11/011_Ramos.pdf
- Ruiz-Domínguez, L., & Blanco-González, L. (2019). Bienestar psicológico y medios de intervención cognitiva en el adulto mayor. *Archivos Venezolanos de Farmacología y Terapéutica*, 38(5), 596-599. <http://saber.ucv.ve/ojs/in>

dex.php/rev_aavft/article/view/17428

- Ryff, C. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6), 1069-1081. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.6.1069>
- Ryff, C., & Keyes, C. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719-727. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.69.4.719>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016a). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016b). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237 <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1794.pdf>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2013). Assessing the hypothesis of measurement invariance in the context of large-scale international surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31-57. <https://doi.org/10.1177/0013164413498257>
- Salagre, S., Kundawar, A., Srivastava, P., Saha, T., Mantri, A., Jain, S., Deshpande, S., Dhanjita, S., Macheve, A., & Dandekar, A. (2022). Comprehensive Geriatric Assessment (CGA) screening of geriatric patients in a tertiary care hospital: A cross-sectional study in India. *The Journal of the Association of Physicians of India*, 70(1), 11-12. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/35062805/>
- Satorres, E. (2013). *Bienestar psicológico en la vejez y su relación con la capacidad funcional y la satisfacción vital* [Tesis doctoral, Universitat de Valencia]. <https://core.ac.uk/download/pdf/71008265.pdf>
- Scult, M., Haime, V., Jacquart, J., Takahashi, J., Moscovitz, B., Webster, A., Denninger, J. W., & Mehta, D. H. (2015). A healthy aging program for older adults: Effects on self-efficacy and morale. *Advances in Mind-Body Medicine*, 29(1), 26-33. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4437657/pdf/nihms685588.pdf>
- Serrani, D. (2015). Traducción, adaptación al español y validación de la Escala de Bienestar Mental de Warwick-Edinburgh en una muestra de adultos mayores argentinos. *Acta Colombiana de Psicología*, 18(1), 79-93. <https://doi.org/10.14718/ACP.2015.18.1.8>
- Svetina, D., Rutkowski, L., & Rutkowski, D. (2019). Multiple-Group invariance with categorical outcomes using updated guidelines: An illustration using mplus and the lavaan/semtools packages. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 111-130. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1602776>
- Urzúa, A., & Navarrete, M. (2013). Calidad de vida en adultos mayores: análisis factoriales de las versiones abreviadas del WHOQOL-Old en población chilena. *Revista Médica de Chile*, 141(1), 28-33. <http://dx.doi.org/10.4067/S0034-98872013000100004>
- Vargas, B. (2020). Bienestar social, Satisfacción de la vida y características personales de violencia social. Vertientes, *Revista Especializada en Ciencias de la Salud*, 23(66), 22-30. <https://www.medigraphic.com/pdfs/vertientes/vre-2020/vre201-2c.pdf>
- Vázquez, C., Duque, A., & Hervás, G. (2013). The Satisfaction with Life Scale (SWLS): Adaptation and normative data in a Spanish representative national sample. *Spanish Journal of Psychology*, 71, 616-628 <https://doi.org/10.1037/0022>
- Vivaldi, F., & Barra, E. (2012). Bienestar psicológico, apoyo social percibido y percepción de salud en adultos mayores. *Terapia Psicológica*, 30(2), 23-29. <https://doi.org/10.4067/s0718-48082012000200002>

- Yeh, Y. C., Park, D., Kuo, C. C., & Yang, S. Y. (2023). Developing and validating the Taiwan version of the meaningful activity participation assessment (T-MAPA) with Rasch analysis. *BMC Geriatrics*, 23(1), 159. <https://doi.org/10.1186/s12877-023-03839-9>
- Zumárraga-Espinosa, M., & Cevallos-Pozo, G. (2021). Evaluación psicométrica de la Escala de Procrastinación Académica (EPA) y la Escala de Resiliencia Académica (ARS-30) en personas universitarias de Quito-Ecuador. *Revista Educación*, 45(1), 363-384. <https://dx.doi.org/10.15517/revedu.v45i1.42820>

