

Propiedades Psicométricas de la Escala de Motivos Hedónicos y Eudaimónicos de Actividades (HEMA-R) en Mexicanos y Colombianos

Psychometric Properties of the Hedonic and Eudaimonic Motives for Activities Scale (HEMA-R) in Mexicans and Colombians

David Javier Enríquez-Negrete¹, Leticia Báez-Pérez², Ricardo Sánchez-Medina³
y Blanca Delia Arias García⁴

Resumen

El objetivo del estudio fue adaptar culturalmente la escala HEMA-R, que evalúa motivos hedónicos y eudaimónicos en actividades relacionadas con el bienestar, en mexicanos (n=591) y colombianos (n=214). La escala pasó por un proceso de traducción-retraducción-ajuste-evaluación de la suficiencia, claridad, coherencia y relevancia de los ítems. El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) identificó dos factores que explican el 51.14% de la varianza en mexicanos y 56.8% en colombianos; pero el Análisis Paralelo (AP) sugirió la retención de un solo factor. Se calcularon los índices de ajuste del modelo para ambas soluciones con el Análisis Factorial Confirmatorios y comparar ambas soluciones factoriales. Posteriormente, se obtuvieron evidencias de la validez de criterio; y se confirmó invarianza de medición en ambos grupos culturales. Se discuten las discrepancias entre la solución factorial obtenida en el AFE y el AP; y de la necesidad de continuar ajustando la escala.

Palabras clave: bienestar subjetivo, bienestar psicológico, placer, funcionamiento

Abstract

This research aims to culturally adapt the HEMA-R scale, which assesses hedonic and eudaimonic motives in well-being-related activities. Two Latin samples participated in the study: Mexicans (n=591) and Colombians (n=214). The scale went through a process of translation, back-translation, and adjustment with experts, who evaluated item sufficiency, clarity, coherence, and relevance of the items. Exploratory Factor Analysis (EFA) identified two factors explaining 51.14% of the variance in Mexicans and 56.8% in Colombians. However, Parallel Analysis (PA) suggested retaining a single factor. Model fit indices were calculated for both solutions with Confirmatory Factor Analysis and both factorial solutions were compared. Subsequently, the criterion validity and measurement invariance was obtained. The result confirms that HEMA-R scale has invariance in both Latin samples. We discuss discrepancies between the factorial solution from EFA and PA, highlighting the need for scale refinement.

Keywords: subjective well-being, psychological well-being, pleasure, functioning

Investigación realizada gracias al Programa UNAM-PAPIIT- IN301522.

¹Universidad Nacional Autónoma de México; Profesor de Tiempo Completo Titular B definitivo, SUAyED Psicología, Laboratorio de Ciencia y Tecnología para la Investigación en Ciencias Sociales y de la Salud (LaCiTICSS), Doctor en Psicología, david.enriquez@iztacala.unam.mx

²Universidad Nacional Autónoma de México; Colaboradora académica del Laboratorio de Ciencia y Tecnología para la Investigación en Ciencias Sociales y de la Salud (LaCiTICSS), Licenciada en Psicología y Licenciada en Idiomas Europeos, letzz.bp@gmail.com

³Universidad Nacional Autónoma de México; Profesor de Tiempo Completo Titular B definitivo, SUAyED Psicología, Laboratorio de Psicología, Tecnología y Salud, Doctor en Psicología, ricardo.sanchez@iztacala.unam.mx

⁴Universidad Nacional Autónoma de México; Profesor de Tiempo Completo Titular A definitivo, SUAyED Psicología, Laboratorio de Ciencia y Tecnología para la Investigación en Ciencias Sociales y de la Salud (LaCiTICSS), Licenciada en Psicología, blanca.arias@iztacala.unam.mx

Introducción

Los derechos convierten a las personas en receptores de beneficios; así, el bienestar, es un derecho humano fundamental (ONU, 2021); y en consecuencia, los gobiernos deberían de garantizarlo a través de leyes, políticas y programas sociales (Meier et al., 2018). Por esta razón, el bienestar ha comenzado a ser un objetivo de relevancia político-social en las agendas internacionales de diversos países (ONU, 2018; Linton et al., 2016).

Para determinar los efectos de las políticas y decisiones gubernamentales sobre el bienestar de la población, es necesario establecer una medida (Kusier & Folker, 2019), lo que representa un reto debido a la falta de consenso para definir el bienestar (Bart et al., 2018; Tov, 2018). Esta ambigüedad ha precipitado la creación de diferentes indicadores (Linton et al., 2016). Y es que no se puede medir lo que no se conoce a cabalidad; por tanto, la definición del bienestar, a través de una postura filosófica (Ryan & Deci, 2001; Huta, 2013; 2016; 2018), teórica (Diener et al., 2017; Ryff, 2017; Tov, 2018) y disciplinar (McMahon et al., 2010), es un paso previo a su medición. Así, la Figura 1, muestra algunas dimensiones, que articuladas entre sí, permiten tomar un posicionamiento para definirlo; y en consecuencia, justificar los indicadores para su evaluación, según la postura que se haya asumido.

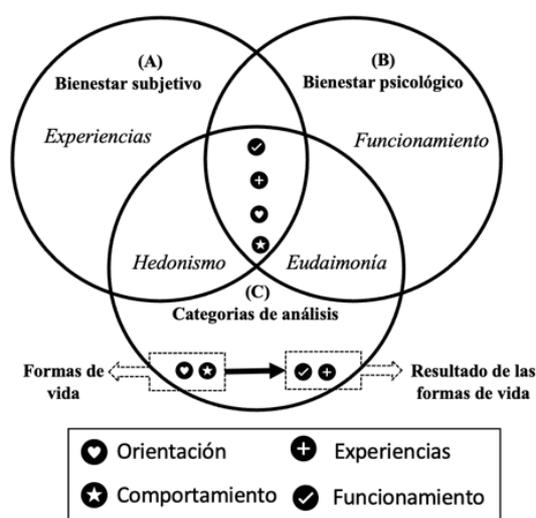


Figura 1. Articulación de la dimensión filosófica, teórica y metodológica del bienestar

Fuente: elaboración propia, basado en la revisión de Huta (2006)

En la dimensión filosófica, la Figura 1 representa $A-B = \{x | x \in A \wedge x \notin B\}$, es decir, $A = \{\text{hedonismo, bienestar subjetivo, experiencias}\}$, donde $\{\text{hedonismo} \in A \wedge \text{hedonismo} \notin B\}$. El hedonismo es el marco filosófico que orienta la búsqueda del bienestar a través de estados mentales agradables y actividades asociadas al placer y el disfrute; promueve la evitación del dolor y el malestar (Huta, 2013; Kusier & Folker, 2019). Los filósofos hedónicos adoptaron un enfoque “subjetivista”, así, el individuo tiene la mejor posición para determinar qué tan buena y placentera es su vida (Henderson & Knight, 2012).

Respecto al posicionamiento teórico, se puede observar en la Figura 1, que $A = \{\text{hedonismo, bienestar subjetivo, experiencias}\}$, donde $\{\text{bienestar subjetivo} \in A \wedge \text{bienestar subjetivo} \notin B\}$. La filosofía hedónica ha inspirado un posicionamiento teórico particular; así, el bienestar se considera como un estado interno (Henderson & Knight, 2012) que implica las respuestas emocionales y juicios globales sobre la satisfacción con la vida en diferentes dominios de vida (Diener et al., 2017). De esta forma, cuando se justifica el bienestar desde el hedonismo, se denomina bienestar subjetivo; y éste se define a través de la alta frecuencia de emociones y sentimientos agradables, una baja frecuencia -y no ausencia- de emociones y sentimientos desagradables (Cummins, 2013; Tov, 2018); y el juicio sobre la satisfacción con la vida (Diener et al., 2017).

La revisión sistemática de Linton et al. (2016) identificó 99 medidas de auto informe para evaluar el bienestar, y la mayoría de éstas, están basadas en la definición de bienestar subjetivo. El resultado de este análisis muestra algunas de las escalas más utilizadas para medir el bienestar subjetivo: *Temporal Satisfaction With Life Scale* (1985), *Positive and Negative Affect Scale* (1988), *Inventory of Positive Psychological Attitudes* (1991), *Life Satisfaction Questionnaire-9* (1991), *Questions on Life Satisfaction* (1998), *Subjective Happiness Scale* (1999), *Scale of Positive And Negative Experience* (2010), *Emotional Well-Being Scale* (2011), entre otras; sin embargo, según Calleja y Mason (2020), la *Satisfaction With Life Scale* (1985) es la más utilizada. Huta (2016) opina que el bienestar subjetivo se encuentra centrado particularmente en las experiencias - emociones, sentimientos y valoraciones cognitivo-afectivas-.

Por tanto, es posible señalar que $A = \{\text{hedonismo, bienestar subjetivo, experiencias}\}$, donde $\{\text{experiencias} \in A \wedge \text{experiencias} \notin B\}$ (Figura 1).

Otro posicionamiento sobre el bienestar se expone en la Figura 1. Así, $B - A = \{x | x \in B \wedge x \notin A\}$, es decir, $B = \{\text{eudaimonía, bienestar psicológico, funcionamiento}\}$, donde $\{\text{eudaimonía} \in B \wedge \text{eudaimonía} \notin A\}$. En este sentido, el argumento filosófico se basa en la *eudaimonía* que pretende responder “¿cómo se debe vivir?”, y orienta la respuesta hacia conseguir, a través de la acción, el más alto de todos los bienes humanos, es decir, la virtud (Ryff, 2017); misma que se cultiva a través del ejercicio y desarrollo del potencial personal, así como viviendo de acuerdo con la verdadera naturaleza de la consciencia moral (o *daimon*) para lograr por esta vía, el florecimiento (Huta, 2013; Tov, 2018).

El posicionamiento teórico derivado de la *eudaimonía*, es el bienestar psicológico (Ryff, 1989a; Ryff, 1989b; Ryan & Deci, 2001), así, $B = \{\text{eudaimonía, bienestar psicológico, funcionamiento}\}$, donde $\{\text{bienestar psicológico} \in B \wedge \text{bienestar psicológico} \notin A\}$ (Figura 1). El bienestar psicológico también suele definirse a partir del sentido de vida, expresividad personal, auto realización, vida comprometida o plena (Ruini & Cesetti, 2019). La definición conceptual y operacional de este constructo puede ser complicada, ya que se vincula, de manera transversal, con nociones filosóficas, éticas y espirituales (Huta, 2013). Sin embargo, para Ryan y Deci (2001), el bienestar psicológico podría definirse a través de las experiencias y el funcionamiento óptimo; y en esta línea de análisis, Ryff (1989b) propuso una definición operacional a través de la *Psychological Well-being Scale* (Ryff, 1989a; Ryff & Keyes, 1995); que, por cierto, es la escala más utilizada para medir el bienestar psicológico (González & Andrade, 2016; Ruini & Cesetti, 2019).

Esta escala psicométrica, se ha convertido en una de las definiciones operacionales más aceptadas del bienestar psicológico (Ryan & Deci, 2001) y se conforma de seis factores: I) auto aceptación, II) relaciones positivas, III) dominio del ambiente, IV) autonomía, V) propósito de vida, y VI) crecimiento personal (Ryff, 1989a; Ryff, 1989b; Ryff & Keyes, 1995; Ryff, 2017). Sin embargo, existen otras propuestas, según la

revisión de Proctor y Tweed (2016), escalas como *Personally Expressive Activities Questionnaire* (1993), *Basic Psychological Needs Scale* (2003), *Meaning in Life Questionnaire: Presence* (2006), *Daily Behaviors Scale* (2008); *Personal Growth Composite* (2009), *Sources of Meaning and Meaning in Life Questionnaire* (2009), *Basic Emotions State Test: Interestingness* (2009), *The Brief Personal Meaning Profile* (2012), también son utilizadas con frecuencia para medir el bienestar psicológico o alguna de sus dimensiones.

A pesar de la diversidad de escalas psicométricas para evaluar el bienestar psicológico; Ryan y Deci (2001); Henderson y Knight (2012); Ryff (2014) y Proctor y Tweed (2016) señalan que éstas generalmente miden el funcionamiento pleno, activo y/o positivo de los seres humanos. Así, es posible señalar que $B = \{\text{eudaimonía, bienestar psicológico, funcionamiento}\}$, donde $\{\text{funcionamiento} \in B \wedge \text{funcionamiento} \notin A\}$ (Figura 1).

Si bien existen dos posicionamientos predominantes para explicar el bienestar; en opinión de Tov (2018), ambos podrían ser correctos pero incompletos; ya que la investigación (Henderson & Knight, 2012; Disabato et al., 2016; Huta, 2016) ha ido demostrando, que el bienestar es complejo para ser representado por una sola medida. En este sentido, se han desarrollado diferentes propuestas, que buscan identificar los isomorfismos entre bienestar subjetivo y psicológico ($A \cap B = \{x | x \in A \wedge x \in B\}$) (Figura 1). En esta línea de análisis, es posible citar el modelo de bienestar funcional (Vittersø, 2013) o el modelo de florecimiento (Seligman, 2016) para representar así, un constructo global -bienestar compuesto- (Henderson & Knight, 2012; Tov, 2018). El argumento empírico, es que se han reportado coeficientes de correlación entre ambas medidas de bienestar que van de 0.76 a 0.92 (Disabato, et al., 2016) y de 0.70 a -0.30 (Huta, 2016). En conclusión, esta evidencia muestra que el bienestar hedónico y *eudaimónico* se superponen en algún punto.

De acuerdo con Huta (2016; 2018), el valor y el signo (+ / -) del coeficiente de correlación entre ambos constructos puede ser debido a las categorías analíticas de evaluación. Cuando se utilizan medidas de estado, las puntuaciones se asocian de manera negativa (*eudaimonia* se

contraponen con hedonismo); sin embargo, las covarianzas se tornan positivas cuando se incluyen medidas de rasgo, que son más estables y que no depende de la situación (*eudaimonia* se asocia con hedonismo).

Por este motivo, Huta y Waterman (2014) y Huta (2016; 2018) sugieren distinguir cuatro categorías analíticas para medir el bienestar: I) orientaciones -prioridades, motivos, valores y metas-, II) comportamientos - actividades específicas-, III) experiencias -sentimientos, emociones y valoraciones-, y IV) funcionamiento, habilidades, hábitos y fortalezas del carácter. Discernir cómo se está midiendo el bienestar subjetivo y psicológico es relevante para comprender cómo los constructos pueden estar, o no, relacionados para explicar el bienestar (Figura 1, $A \cap B \cap C = \{\text{categorías de análisis} \in A \wedge \text{categorías de análisis} \in B\}$).

Finalmente, Huta (2018) señala que las orientaciones y los comportamientos -formas de vida- precipitan las decisiones que toman las personas; mientras que las experiencias y el funcionamiento, son el resultado de estas elecciones (Figura 1). Así, las formas de vida pueden elegirse y de esta forma se incide en el resultado del bienestar. Por este motivo, Huta (2016) sugiere definir y medir la hedonía y la *eudaimonía*, como orientaciones. Bajo este argumento, Huta y Ryan (2010) crearon "*Hedonic and Eudaimonic Motives for Activities*" que mide, el bienestar como una orientación hedónica -placer y comodidad-; y orientación *eudaimónica* -autenticidad, excelencia y crecimiento-. Posteriormente, Huta (2016) agregó un reactivo adicional para medir el significado; conformando así, la escala HEMA-Revisado o HEMA-R.

Esta escala se ha traducido al polaco (Bujacz et al., 2014), croata (Anić, 2014), alemán, sueco (Huta, 2016), portugués (Gaspar-Alves, 2017; Verdelho, 2020), español (Manríquez-Betanzos et al., 2017), persa (Behzadnia & Ryan, 2018), italiano (Giuntoli et al., 2020); chino (Li, Zhang et al., 2021) y japones (Asano et al., 2020; Asano et al., 2021); sin embargo, el ajuste del modelo de medida varía entre dos -*eudaimonía* y hedonía- (Anić, 2014; Manríquez-Betanzos et al., 2017; Verdelho, 2020) y tres factores -*eudaimonía*, placer hedónico y comodidad

hedónica- (Bujacz et al., 2014; Gaspar-Alves, 2017; Asano et al., 2018; Behzadnia & Ryan, 2018; Giuntoli et al., 2020; Asano et al., 2020; Li et al., 2021) según el grupo cultural.

A pesar de que esta escala se ha traducido en varios idiomas, no siempre se realiza el ajuste cultural pertinente. Por ejemplo, Manríquez-Betanzos et al. (2017) ofrecen una versión traducida del HEMA al español -pero no del HEMA-R [Revisado]-, sin embargo, Yasir (2016) señala que la traducción no equivale al ajuste cultural de una escala; ya que este proceso implica varias fases y la presentación de diversos datos para apoyar la evidencia de validez cultural. Esta versión de la escala en español (Manríquez-Betanzos et al., 2017) solo cuenta con resultados del ajuste del modelo de medida ($S-B_x^2$, CFI, NNFI y RMSEA) por medio del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), pero no otro tipo de datos que apoyen la validez de contenido, predictiva y/o concurrente (Ledesma et al., 2019; Lloret-Segura et al., 2014).

La traducción de Manríquez-Betanzos et al. (2017) es el primer referente de la escala en Español; sin embargo, no satisface todas las evidencias necesarias para lograr la adaptación cultural (Ledesma et al., 2019). Por este motivo, Al Maqbali et al. (2020) y Ambuehl y Inauen (2022) recomiendan trascender la traducción y utilizar la escala de medición en otras poblaciones para determinar si la escala proporciona evidencia objetiva, confiable y válida del constructo que se pretende medir en un contexto diferente. Esta versión de la escala en español solo cuenta con resultados del ajuste del modelo de medida pero no presentan evidencia relevante -y que es sugerida por Ledesma et al. (2019) y Lloret-Segura et al. (2014)- que permita valorar las distribuciones de los ítems, los índices de asimetría y curtosis, el poder discriminativo de los reactivos, así como los valores de las pruebas KMO y de Bartlett.

Por este motivo, el estudio que aquí se presenta, busca trascender la mera traducción de la escala, presentar estadísticos previos al AFE como el análisis de los reactivos -asimetría, curtosis y análisis discriminativo- y criterios relevantes para justificar el AFE como las pruebas KMO y de esfericidad de Bartlett; con el propósito de generar información relevante para

que la estructura factorial pueda ser confirmada con el AFC. Asimismo, se lleva a cabo un análisis con dos muestras latinas, para tener un referente de cómo funciona la escala en dos grupos culturalmente diferentes. Finalmente, se analiza si los puntajes de esta escala tienen relación con otra que mide felicidad.

Además, Callegaro-Borsa et al. (2012) consideran importante, realizar estudios que permitan contrastar el modelo de medida de una escala en otros grupos culturales, con el propósito de valorar la compatibilidad de la medida en otras poblaciones y determinar así, si se torna consistente y sin sesgos. Motivo por el cual, el presente estudio tuvo como objetivo adaptar culturalmente, en dos muestras de adultos latinos, la escala HEMA-R; y estimar sus propiedades psicométricas en mexicanos y colombianos con el propósito de conocer si este instrumento podría ser utilizado en ambos grupos culturales, a través de la exploración factorial del instrumento, y de la comparación de sus índices de ajuste y el análisis de invarianza en la medida de acuerdo con la cultura -México y Colombia-.

Método

Participantes

Participaron 591 mexicanos (27.5% varones y 72.5% mujeres) y 214 colombianos (12.4% varones y 87.6% mujeres) entre los 18 y 71 años (Mexicanos, \bar{x} =36.03, D.E=11.21; Colombianos, \bar{x} =30.75, D.E=10.96); la mayoría se asumieron como heterosexuales (México=89.2%, Colombia=91.1%) y católicos (Mexicanos=58.2%, Colombianos=56.1%). En Tabla 2 se muestra la información socio demográfica complementaria de la muestra por nacionalidad.

Selección y tamaño de la muestra

Muestreo no probabilístico, intencionado y por cuota (Bornstein et al., 2013) dado que solo participaron aquellos quienes recibieron, a través de redes sociales, la convocatoria para participar en el estudio. La cuota de participantes se determinó a partir de la estimación del tamaño muestral. Se utilizó el cálculo sugerido por Soper (2021) y de acuerdo con los siguientes parámetros: a) tamaño del efecto=0.2; b) I -

β =0.80; c) α =.05; d) número de variables latentes=2; y e) número de variables observadas=10; se obtuvo un tamaño muestral sugerido de 223 participantes. Se buscó incrementar el tamaño de la muestra con el propósito de garantizar la cuota, aun cuando hubiera casos que no cumplieran con los criterios de inclusión a la muestra. Estos criterios fueron, tener entre 18 y 75 años; ser de nacionalidad mexicana o colombiana; y haber contestado todos los reactivos de la escala. Por otro lado, los criterios de exclusión fueron, no haber aceptado el consentimiento informado y contestar erróneamente el reactivo del CAPTCHA (*Completely Automated Public Turing test to tell Computers and Humans Apart*) para así descartar cualquier *Bot* o *Malware* que pudiera llenar aleatoriamente la encuesta.

Instrumentos

Hedonic and Eudaimonic Motives for Activities-Revised (HEMA-R); creada por Huta y Ryan (2010); y posteriormente corregida por Huta (2016). Este instrumento evalúa la hedonía y eudaimonía como orientaciones, es decir, motivos, valores y metas que guían las acciones y actividades de los individuos para conseguir bienestar. La escala contiene 10 reactivos en formato tipo *Likert* con siete opciones de respuesta que van de “nunca” a “siempre”. La base del reactivo es la siguiente: “*En qué grado, comúnmente, diriges tus actividades con cada una de las siguientes intenciones...*”, los ítems se presentan en la Tabla 2. La escala define la orientación eudaimónica a partir de: a) la autenticidad, es decir, clarificar el verdadero yo y sus valores, y actuar de acuerdo con ellos (ítems 3 y 8); b) el significado, que implica la búsqueda de lo que realmente importa y tiene valor; así como la comprensión de una noción más amplia de las cosas y en la cual se puede contribuir (ítem, 10); c) la excelencia, que hace referencia al esfuerzo por alcanzar altos estándares éticos, comportamentales, de desempeño y en los productos elaborados (ítems 5 y 8); y d) el crecimiento, entendido como la adquisición de conocimientos, perspicacia y destreza que promueve el potencial único de la persona, lo que contribuye con la maduración del

Tabla 1. Descripción de las variables sociodemográficas de la muestra

Variables	Mexicanos		Colombianos			Mexicanos		Colombianos	
	n	%	n	%		n	%	n	%
Nivel de estudios					Relación de pareja				
Preescolar	1	0.2	0	0.0	Sí	377	63.8	135	63.1
Primaria	1	0.2	0	0.0	No	214	36.2	79	36.9
Secundaria	30	5.1	18	8.4	Tener hijos				
Media superior	200	33.8	66	30.8	Sí	310	52.5	108	50.5
Carrera técnica	57	9.6	102	47.7	No	281	47.5	106	49.5
Superior	242	40.9	18	8.4	Me dedico...				
Posgrado	60	10.2	10	4.7	Hogar	43	7.3	5	2.3
Estado civil					Trabajar	94	15.9	6	2.8
Soltero/a	265	44.9	109	50.9	Estudiar	85	14.4	48	22.4
Casado/a	164	27.8	46	21.5	Estudiar y trabajar	109	18.4	53	24.8
Separado/a	73	12.5	15	7.0	Estudiar y al hogar	79	13.4	48	22.4
Viudo/a	4	0.8	1	0.5	Hogar y a trabajar.	51	8.6	3	1.4
Unión libre	82	14.2	40	18.7	Hogar, estudiar y trabajar	123	20.8	51	23.9
No contesto	3	0.6	3	1.40	Otro	7	1.2	0	0.0
Trabajo reenumerado									
Sí	336	56.9	98	45.8					
No	255	43.1	116	54.2					

ser humano (ítem 2). Estos cuatro elementos orientan lo que podría ser verdadero, objetivo e inherentemente bueno, correcto y significativo. Por otro lado, la orientación hedónica se define como la búsqueda de dos elementos: a) placer, entendido como emociones positivas, sensaciones agradables y satisfacción emocional y/o visceral (ítems 4, 6 y 9); y b) comodidad, que se refiere a la relajación, tranquilidad y a la ausencia de dolor (ítems 1 y 7). Una orientación hedónica, por tanto, es la búsqueda de lo subjetivamente placentero. Los indicadores psicométricos de la escala para mexicanos y colombianos se presentan en la Tabla 4 y Tabla 5.

Escala de Felicidad de Lima (EFL); es un instrumento desarrollado por Alarcón (2006) que define la felicidad como un estado afectivo de satisfacción plena que experimenta subjetivamente el individuo en posesión de un bien anhelado, el cual puede ser de naturaleza variada (materiales, éticos, estéticos, psicológicos, religiosos, sociales, etcétera). Esta escala se conforma de 27 reactivos en formato tipo *Likert* con cinco opciones de respuesta que van de “totalmente de acuerdo” a “totalmente en desacuerdo”. El instrumento se conforma de cuatro factores: I) sentido positivo de la vida (11 ítems), mide depresión, fracaso, intranquilidad, pesimismo y vacío existencial; las respuestas que implican rechazo a las afirmaciones indican un estado positivo de la vida -para el análisis, las opciones de respuesta de estos reactivos fueron recodificados-; II) satisfacción con la vida (6 ítems), mide la satisfacción por los

logros conseguidos, valora si la persona cree que está donde debe estar o cercano a alcanzar el ideal de su vida; III) realización personal (6 ítems), mide la felicidad plena y no estados temporales de felicidad; y IV) alegría de vivir (4 ítems), mide experiencias positivas y la sensación de sentirse bien. Se utilizó la versión validada para población mexicana (Toribio et al., 2012); y en el presente estudio, los índices de consistencia interna -global y por factor- fueron de .91.

Procedimiento

Fase I: aprobación del estudio por parte del Comité de Bioética de la Facultad de Estudios Superiores Iztacala (Oficio: CE/FESI/082021/1414).

Fase II: desarrollo del protocolo de Yasir (2016), para el ajuste cultural de la escala HEMA-R: I) Traducción, la cual fue realizada, de manera independiente, por cinco traductores bilingües; II) Discusión y síntesis de las discrepancias de la traducción; III) Retraducción, realizada por dos especialistas bilingües con lengua nativa Inglés; IV) Discusión y cotejo con la escala original en Inglés para conformar la versión en idioma español; V) Revisión de la escala por un comité de seis expertos quienes evaluaron por reactivo: suficiencia, claridad, coherencia y relevancia. Estas dimensiones fueron evaluadas con una rúbrica con cuatro opciones de respuesta: “No cumple con el criterio”, “Bajo Nivel”, “Moderado nivel” y “Alto nivel”; y VI) Análisis de concordancia entre las respuestas de los jueces.

Fase III: configuración de la batería de evaluación -HEMA-R y EFL- a través de la plataforma *SurveyMonkey*. A través de un *link*, se distribuyó electrónicamente en redes sociales. En la primera página electrónica de la encuesta se hacía explícita la participación voluntaria, la condición de confidencialidad, anonimato y el uso de los datos con fines estadísticos y de investigación. En la segunda página electrónica se incluyó el CAPTCHA, la sección de datos socio demográficos y posteriormente los reactivos de las escalas de evaluación. En promedio tardaron 25 minutos en contestar las preguntas.

Fase IV: análisis de datos en SPSS v. 26 (cf. Loffing, 2022), el *software* FACTOR (cf. Lloret et al., 2014) y Jamovi v. 1.6.23.0 (cf. Hernández & Ventura, 2022).

Análisis de datos

Cálculo del *Coefficiente Kappa de Cohen* para estimar la concordancia entre las opiniones de expertos según la estimación de Randolph (2008). Se garantizó que las opciones de respuestas en cada reactivo no concentrarán más del 50% de los datos; y que los valores de asimetría y curtosis de los *ítems* se encontraran en un rango de ± 1 con lo cual se puede asumir una distribución cercana a la normal (Lloret-Segura et al., 2014). Para identificar la contribución de cada uno de los reactivos al HEMA-R, se calculó el *Índice de Homogeneidad corregida* (IHc) con el propósito de descartar aquellos *ítems* que tuvieran valores $< .30$. Se estimó el *Alfa de Cronbach si se elimina elemento* para suprimir reactivos que pudieran mejorar la consistencia interna de la escala (Squires et al., 2011).

Se estimó el puntaje total de HEMA-R, y se calculó el primer (Q1) y último cuartil (Q4); a partir de estos valores, se crearon dos grupos (Alto y Bajo); y a través de una prueba *t de Student* para muestras independientes, se contrastaron los puntajes de cada reactivo entre ambos grupos. Los *ítems* que tuvieron diferencias estadísticamente significativas fueron incluidos en el *Análisis Factorial Exploratorio* (AFE). Esta técnica fue calculada a través de los *coeficientes de correlación de Pearson* –y no de correlaciones policóricas-, ya que los valores de asimetría y curtosis de los reactivos indicaron una distribución

parecida a la normal; además, se contó con siete opciones de respuesta, por tanto, los *ítems* pueden ser asumidos como variables continuas –y no ordinales- a pesar de tener un formato de respuesta tipo *Likert* –supuesto de continuidad- (Lloret-Segura et al., 2014). Estas características permitieron utilizar un método de *Máxima Verosimilitud* (MV) con rotación oblicua *Promax* debido a que la teoría (Disabato, et al., 2016; Huta, 2016; 2018) señala que las dimensiones esperadas se encuentran asociadas (Eudamonia y Hedonismo); y por la precisión que ofrece sobre otros métodos de rotación como la *Varimax* (Dien et al., 2005; Lloret-Segura et al., 2014). Asimismo, se obtuvo el *Coefficiente de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO) y la *Prueba de esfericidad de Bartlett*, la cual contrasta la hipótesis de que la matriz de correlaciones es igual a la matriz de identidad.

A través del *Análisis Paralelo* (AP), se determinó la congruencia entre el número de factores a retener y los sugeridos por el AFE. Los criterios de Lloret et al. (2014) sugieren mantener los componentes comunes que presenten autovalores (media y percentil 95) mayores a los que se obtendrían en distribuciones generadas al azar. De los factores obtenidos en el AFE, se estimó la consistencia interna de la escala a través del Alfa de *Cronbach*. Asimismo, fue tomado en cuenta el indicador “*Alfa si se elimina el elemento*” para cada reactivo, éste no debe superar el alfa obtenido para la escala total. Como indicador adicional, se calculó el *índice Omega* de confiabilidad compuesta (McDonald, 1999).

Debido a una discrepancia en los resultados entre el AFE y el AP en cuanto al número de factores a retener (uno o dos), se ha encontrado necesario presentar argumentos que respalden una posición con respecto a la solución factorial. Ondé y Alvarado (2022) han destacado que, aunque no se recomienda comúnmente aplicar el *Análisis Factorial Confirmatorio* (AFC) directamente a los resultados del AFE utilizando la misma muestra, tiene sentido iniciar evaluando la estructura mediante el AFE y luego llevar a cabo un AFC para profundizar en la comprensión de los resultados obtenidos.

Así, se calculó un AFC, el cual fue estimado con el método de MV, para evaluar de manera más

Tabla 2. Curtosis, asimetría, IHc, consistencia interna si se elimina el reactivo y distribución porcentual las opciones de respuesta de la escala HEMA-R en mexicanos y colombianos

Reactivos	Opciones de respuesta (%)							Asim	Curt	IHc	α -EE		
	1	3	3	4	5	6	7						
M	1	Buscar relajarse	4.6	10.0	42.3	13.9	16.4	8.4	4.4	0.47	-0.25	0.40	0.87
C			4.7	7.0	37.1	18.8	11.3	13.1	8.0	0.37	-0.58	0.52	0.89
M	2	Desarrollar una habilidad, aprender o ganar entendimiento sobre algo	0.2	2.2	12.4	16.5	24.1	24.0	20.6	-0.35	-0.77	0.62	0.86
C			0.9	2.8	9.9	16.4	22.5	24.5	23.0	-0.54	-0.39	0.64	0.88
M	3	Buscar hacer algo en lo que crees	0.9	2.4	14.1	20.1	20.7	23.3	18.5	-0.29	-0.74	0.66	0.85
C			1.4	4.2	10.3	15.5	22.5	29.2	16.9	-0.62	-0.25	0.76	0.87
M	4	Buscar placer	1.2	7.5	35.7	18.2	16.8	11.6	9.0	0.43	-0.72	0.56	0.86
C			5.2	11.3	31.0	18.3	9.9	13.6	10.7	0.30	-0.84	0.57	0.89
M	5	Buscar la excelencia o un ideal personal	1.2	7.2	17.5	16.3	21.8	19.0	17.0	-0.21	-0.93	0.62	0.86
C			0.9	4.2	12.2	18.3	19.2	21.3	23.9	-0.40	-0.75	0.63	0.88
M	6	Buscar disfrutar lo que haces	0.3	2.6	9.2	16.5	17.8	24.5	29.1	-0.57	-0.61	0.73	0.85
C			0.5	2.3	9.9	11.7	12.7	30.5	32.4	-0.85	-0.24	0.78	0.87
M	7	Buscar llevar las cosas con calma	1.4	8.3	26.9	19.2	17.0	17.0	10.2	0.14	-0.96	0.46	0.87
C			1.9	6.6	16.9	16.4	15.0	19.3	23.9	-0.30	-1.02	0.60	0.88
M	8	Usar lo mejor de ti mismo	0.3	2.0	11.2	15.6	19.6	25.3	26.0	-0.50	-0.70	0.70	0.85
C			0.0	3.3	6.6	12.2	13.6	28.6	35.7	-0.90	-0.10	0.71	0.88
M	9	Buscar diversión	1.2	8.2	31.0	18.2	18.9	11.8	10.7	0.30	-0.84	0.55	0.86
C			1.9	10.3	26.8	16.0	12.2	19.2	13.6	0.09	-1.17	0.60	0.88
M	10	Buscar contribuir a otros o al mundo que te rodea	1.0	5.4	18.4	19.0	20.7	18.5	17.0	-0.14	-0.93	0.63	0.85
C			0.0	4.7	10.8	15.5	13.1	28.2	27.7	-0.59	-0.78	0.62	0.88

Nota. M=Mexicanos, C=Colombianos, Asim= Asimetría, Curt= Curtosis, IHc=Índice de Homogeneidad, α -EE= Alfa de Cronbach si se elimina elemento

precisa la idoneidad de ambos modelos. Se valoraron los siguientes índices de ajuste: CFI=Índice de Ajuste Comparativo (≥ 0.95); TLI=Índice Tucker-Lewis (≥ 0.95); SRMR = Raíz Cuadrada Media Residual Estandarizada (≤ 0.08); RMSEA=Error Cuadrático Medio de Aproximación (≤ 0.06) (Hu & Bentler, 1999). Posteriormente, se llevó a cabo un análisis de invarianza multigrupo para determinar si el modelo de medición es equivalente entre la población mexicana y colombiana.

Finalmente, para brindar evidencia de la validez de criterio, se estimó el *Coefficiente de correlación de Pearson* entre las puntuaciones del HEMA-R y la EFL. Adicionalmente, se estimaron las medias (M), desviaciones estándar (D.E) y medias teóricas (MT) de la EFL. Cuando el valor de la M supera la MT se asume que los participantes presentan el atributo que mide el factor, y la interpretación es opuesta cuando los valores de M se encuentran por debajo de la MT. Para determinar si las diferencias entre la M y la MT eran estadísticamente significativas, se estimó una prueba *t de student para una sola muestra*.

Resultados

Evidencias de la validez de contenido

La validez de contenido refleja el dominio de interés y la definición conceptual de lo que se pretende medir; y se puede satisfacer con el proceso de traducción-retraducción y del análisis de concordancia de las opiniones de los jueces (Yasir, 2016). Por tanto, se calculó el *Coefficiente Kappa de Cohen* y se interpretó de acuerdo con los criterios propuestos por Randolph (2008). Los resultados de cada uno de los dominios evaluados muestran; a) Suficiencia: Porcentaje de Acuerdo General (PAG)=86.67%, Kappa marginal libre = 0.82 [Excelente], IC del 95% [0,68, 0,96]; b) Claridad: PAG=58.00%, Kappa marginal libre=0.44 [Regular], IC del 95% [0.25, 0.63]; c) Coherencia: PAG=78.00%, Kappa marginal libre=0.71 [Buena], IC del 95% [0.54, 0.87]; d) Relevancia: PAG=80.00%, Kappa marginal libre=0.73 [Buena], IC del 95% [0.59, 0.88].

Análisis descriptivo de los reactivos

De acuerdo con los indicadores presentados en la Tabla 2, no se eliminó ninguno de los 10 reactivos de la escala, debido a que la distribución

Tabla 3. Análisis de discriminación por reactivo de la escala HEMA-R en mexicanos y colombianos

Reactivo	Mexicanos				t _(gl)	Colombianos				t _(gl)
	Q1 (n=162)		Q4 (n=153)			Q1 (n=47)		Q4 (n=85)		
	\bar{x}	D.E	\bar{x}	D.E		\bar{x}	D.E	\bar{x}	D.E	
1	2.98	0.29	4.71	1.62	-11.557 _{(236)*}	2.94	0.84	4.96	1.57	-9.624 _{(129)*}
2	3.94	1.10	6.41	0.78	-22.943 _{(290)*}	3.66	1.18	6.20	0.89	-13.862 _{(130)*}
3	3.62	0.97	6.33	0.86	-25.976 _{(313)*}	3.34	1.08	6.24	0.66	-16.588 _{(65)*}
4	3.09	0.90	5.54	1.30	-19.285 _{(269)*}	2.70	0.85	5.16	1.64	-11.295 _{(129)*}
5	3.37	1.04	6.20	1.00	-24.524 _{(313)*}	3.47	1.01	6.19	0.98	-15.041 _{(130)*}
6	3.81	1.08	6.67	0.47	-31.709 _{(222)*}	3.62	1.07	6.65	0.48	-18.345 _{(56)*}
7	3.31	1.17	5.42	1.54	-13.531 _{(283)*}	3.38	1.20	6.04	1.19	-12.199 _{(130)*}
8	3.85	1.08	6.63	0.62	-28.151 _{(260)*}	3.77	1.20	6.56	0.66	-14.773 _{(61)*}
9	3.14	1.03	5.69	1.28	-19.333 _{(291)*}	2.85	0.95	5.60	1.34	-13.617 _{(122)*}
10	3.43	1.11	6.18	1.08	-22.182 _{(313)*}	3.70	1.23	6.35	0.81	-13.244 _{(68)*}

Nota. Q1=Primer cuartil; Q4=Cuarto cuartil; *p .001

Tabla 4. Resultados del Análisis Factorial Exploratorio de la escala HEMA-R para mexicanos y colombianos

Item	Mexicanos (n=588*)				e	Colombianos (n=213**)			
	\bar{x} (D.E)	Factores		\bar{x} (D.E)		Factores		e	
		Eudaimonía (λ)	Hedonismo (λ)			Eudaimonía (λ)	Hedonismo (λ)		
1	3.70 (1.43)	--	.563	0.29	3.96 (1.56)	--	.670	0.42	
2	5.16 (1.38)	.805	--	0.52	5.22 (1.44)	.753	--	0.53	
3	5.02 (1.44)	.747	--	0.55	5.08 (1.46)	.543	--	0.63	
4	4.13 (1.48)	--	.789	0.62	4.00 (1.68)	--	.769	0.56	
5	4.76 (1.58)	.637	--	0.48	5.10 (1.54)	.732	--	0.50	
6	5.39 (1.44)	.591	--	0.59	5.55 (1.45)	.738	--	0.74	
7	4.34 (1.54)	.410	--	0.24	4.90 (1.69)	.503	--	0.40	
8	5.32 (1.42)	.868	--	0.65	5.65 (1.40)	.915	--	0.66	
9	4.24 (1.52)	--	.762	0.59	4.38 (1.68)	--	.826	0.67	
10	4.76 (1.54)	.690	--	0.49	5.32 (1.51)	.759	--	0.48	
% VE		43.20	7.94			48.74	8.13		
α		.869	.739			.895	.779		
ω		.874	.748			.899	.785		

Nota. % VE = Porcentaje de varianza explicada; e = residuales; *Tres participantes no contestaron completa la escala, en consecuencia no fueron considerados para el análisis de datos, por eso el tamaño de n=588; ** Un participante no contestó completa la escala, en consecuencia no fue considerado para el análisis de datos, por eso el tamaño de n=213.

de frecuencias en las opciones de respuesta fue <50%; asimismo, la fluctuación de los valores de asimetría [-0.90, 0.47] y curtosis [-1.17, -0.10] muestran una distribución aceptable. No se eliminó ningún reactivo dado que los *IHC* fueron >.30; y el *Alfa de Cronbach* si se elimina elemento no mejoró el valor del *índice de consistencia interna* global de la escala para mexicanos (α=.87; ω=.87) y colombianos (α=.89; ω=.90).

Respecto al análisis de discriminación (Tabla 3), todos los reactivos permiten distinguir los puntajes del grupo alto (Q4) y bajo (Q1), siendo los

valores de la *t de Student* estadísticamente significativos (p<.001) en todos los casos. Estos resultados mostraron que los reactivos de la escala son pertinentes para ser incluidos en el AFE.

Evidencia de la validez factorial

Se obtuvo un valor del índice KMO de 0.884 para mexicanos y 0.896 para colombianos; en ambos grupos la prueba de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativa (p<.001). Este resultado indicó la pertinencia de los datos para estimar el AFE; el cual identificó dos factores que

explican el 51.14% de la varianza total en mexicanos; y 56.88% para la muestra de colombianos. En la Tabla 5, se muestra la solución, las cargas factoriales, la varianza explicada para cada uno de los factores, el índice de consistencia interna y el Coeficiente Omega para cada una de las dimensiones -Eudaimonía y Hedonismo-. Adicionalmente, en la misma tabla, se presentan la media y la desviación estándar de cada uno de los reactivos. Se obtuvo un coeficiente de correlación estadísticamente significativo entre ambos factores para mexicanos ($r=0.69$, $p<.001$) y colombianos ($r=0.73$, $p<.001$).

Sin embargo, los resultados del AP mostraron una solución con un solo factor para ambos grupos. Este análisis mostró que solo existe un autovalor extraído (54.28) mayor a los correspondientes para la media (20.41) y el percentil 95 (25.05) de los autovalores obtenidos al azar para la muestra de mexicanos. El resultado fue similar para el grupo de colombianos; dado el autovalor extraído (63.93) mayor a los correspondientes para la media (20.22) y el percentil 95 (23.77) de los autovalores obtenidos al azar. Este resultado se torna incongruente con la solución de dos factores sugerida por el AFE. Motivo por el cual fue necesario estimar un AFC y valorar los índices de bondad de ajuste de ambos modelos para obtener información sobre la pertinencia de estas soluciones factoriales.

Al probar la bondad de ajuste del modelo con un solo factor para la muestra de mexicanos se obtuvo: $\chi^2(35)=429$, $p<.001$; CFI=0.842, TLI=0.797, SRMR=0.070; RMSEA=0.138, IC95% [.127, .150]. En el caso de los colombianos: $\chi^2(35)=194$, $p<.001$, CFI=0.856, TLI=0.814, SRMR=0.072; RMSEA=0.146, IC95% [.126, .167]. Para la solución de dos factores se encontró para la muestra de mexicanos: $\chi^2(34)=218$, $p<.001$; CFI=0.926; TLI=0.903; SRMR=0.045; RMSEA=0.095, IC95% [0.084, 0.108]. Los valores para la muestra de colombianos fue la siguiente: $\chi^2(34)=112$, $p<.001$; CFI=0.929; TLI=0.906; SRMR=0.049; RMSEA=0.104, IC95% [0.083, 0.126].

Con estos resultados se observó que el modelo de dos factores presenta un mejor ajuste, en comparación con la solución de un solo factor; aunque los indicadores de bondad de ajuste no son del todo satisfactorios en relación a los valores sugeridos por Hu y Bentler (1999).

Es importante señalar que en el modelo de dos dimensiones, algunos indicadores están ligeramente por debajo de los valores esperados. Por ejemplo, el CFI se sitúa en 0.92, lo que está ligeramente por debajo del umbral recomendado de 0.95 según Hu y Bentler (1999). Sin embargo, autores como Hooper et al. (2008) consideran que un valor de 0.90 indica que el modelo se ajusta aproximadamente en un 90% al modelo de referencia, lo que es menos estricto que la sugerencia de Hu y Bentler (1999). Del mismo modo, Wu et al. (2017) consideran que un CFI de 0.90 es aceptable. El TLI presenta una situación similar, con un valor de 0.90, ligeramente por debajo del umbral de 0.95 recomendado por Hu y Bentler (1999). Aunque Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010) consideran que este criterio es más riguroso, sugieren que valores por encima de 0.90 podrían ser aceptables. En cuanto a RMSEA, los resultados estimados fueron 0.095 y 0.104, lo que está por encima del umbral de 0.06 recomendado por Hu y Bentler (1999). Browne y Cudeck (1993) sugieren cierta flexibilidad en este criterio y permiten elevarlo hasta ≤ 0.08 , pero advierten que valores superiores a 0.10 indicarían un ajuste deficiente entre el modelo hipotético y los datos observados.

En resumen, aunque los índices en el modelo de medida de dos factores no son totalmente satisfactorios, son superiores en comparación con los obtenidos en el modelo de una sola dimensión. Esto sugiere un respaldo a la solución de dos dimensiones. Sin embargo, es importante destacar que el ajuste de este modelo de medida aún no es completamente satisfactorio.

Evidencias de validez de criterio

Según Yasir (2016) la evidencia de validez de criterio puede evaluarse comparando el instrumento con otro que mida el mismo constructo. Se optó por una escala que midiera felicidad y hubiese sido creada en el seno de la cultura latina. Así, se estimó el *Coeficiente de correlación de Pearson* entre los puntajes del HEMA-R y la ELF. En la Tabla 5 se muestra que las dimensiones de ambas escalas correlacionaron positivamente con el factor "sentido positivo de la vida" -se recodificaron los puntajes, a mayor puntaje, mayor atributo- obteniendo coeficientes de correlación entre .19 y .21. Sin embargo, solo

Tabla 5. Comparación de la Media (M) y la Media Teórica (MT) en los factores de la EFL y su correlación entre los factores del HEMA-R

	Factores EFL	Min	Max	M	D.E	MT	t	IC95% M	Factores HEMA-R	
									Eudaimonia	Hedonismo
M	I	16	99	43.46	11.21	33	22.636	[42.56, 44.32]	.196*	.030
M	II	6	54	15.02	7.52	18	-9.597	[14.41, 15.63]	-.299*	-.244*
M	III	6	54	15.75	7.53	18	-7.228	[15.16, 16.35]	-.297*	-.242*
M	IV	4	36	8.23	5.07	12	-17.975	[7.86, 8.68]	-.298*	-.333*
C	I	19	99	43.34	12.63	33	11.945	[41.54, 45.17]	.217*	.168*
C	II	6	54	14.59	8.48	18	-5.855	[13.49, 15.76]	-.270*	-.188*
C	III	6	54	16.18	8.36	18	-3.169	[15.06, 17.31]	-.311*	-.214*
C	IV	4	36	8.32	5.90	12	-9.069	[7.58, 9.19]	-.288*	-.195*

Nota. M=mexicanos; C=colombianos; * $p=.005$

Tabla 6. Índices de bondad de ajuste de los modelos y estimaciones de la invarianza de medida entre mexicanos y colombianos

Modelo	Criterios	--	< 3	> .95	<.08	--	$p>.05$	≤ 0.010	≤ 0.015
		Invarianza	χ^2 (gl)	CMIN/DF	CFI	RMSEA (IC)	Comparación	$\Delta \chi^2$ (gl)	ΔCFI
Unifactorial	MI Configuración	54.743 (18)	2.986	.977	0.050 (0.35, .065)	--	--	--	--
	M2 Métrica	60.804 (24)	2.534	.977	.044 (0.30, .058)	M2 vs M1	6.061 (6) $p=.315$.000	.006
	M3 Escalar	98.183 (30)	3.273	.957	.053 (.042, .065)	M3 vs M2	37.334 (6) $p=.001$.020	.009
	M4 Estricta	103.382 (36)	2.872	.957	.048 (.038, .059)	M4 vs M3	5.199 (6) $p=.519$.000	.005
	MI Configuración	36.990 (16)	2.312	.986	.041 (.023, .058)	--	--	--	--
	M2 Métrica	43.951 (22)	1.998	.986	.035 (.020, .051)	M2 vs M1	6.961 (6) $p=.324$.000	.006
Bifactorial	M3 Escalar	44.147 (23)	1.919	.986	.034 (.018, .049)	M3 vs M2	0.196 (1) $p=.657$.000	.001
	M4 Estricta	48.257 (29)	1.664	.987	.029 (.013, .043)	M4 vs M3	4.110 (6) $p=.662$.001	.005

Nota. los índices de bondad de ajuste fueron sugeridos por Cheung y Rensvold (2002).

para el caso de los mexicanos, no hubo correlación estadísticamente significativa entre el sentido positivo de la vida (EFL) y el factor de hedonismo (HEMA-R). Por otro lado, las dimensiones del HEMA-R correlacionaron negativamente con los factores de “satisfacción con la vida”, “realización personal” y “alegría de vivir” con valores de r entre $-.18$ y $-.33$. Este resultado, no esperado, se analiza en el apartado de discusión. Finalmente, todas las M se encontraron significativamente por debajo de la MT , lo que implica que las personas no presentan los atributos que la EFL está midiendo.

Análisis de invarianza de medición entre grupos: mexicanos y colombianos

Se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) multi-grupo para examinar la

invarianza de medición del HEMA-R en los modelos con una y dos dimensiones. Inicialmente, se evaluó el modelo de invarianza de configuración (Modelo M1) en mexicanos y colombianos. Durante este proceso, se permitió la estimación libre de las cargas factoriales, interceptos y varianzas de error en ambos modelos y en ambos grupos. Los resultados indican que los datos se ajustan adecuadamente en el modelo de una y dos dimensiones (Tabla 6). Posteriormente, se estimó un análisis de invarianza métrica (Modelo M2) en la que se impuso la restricción de que las cargas factoriales fueran idénticas para los grupos de mexicanos y colombianos. Los resultados demostraron un buen ajuste a esta restricción. Al comparar el Modelo M2 con el Modelo M1, se observó que para la solución con un solo factor, el

cambio en el índice ΔCF fue menor a 0.01, el cambio en $\Delta RMSEA$ fue menor a 0.015 y el cambio en el estadístico $\Delta \chi^2$ no fue significativo ($p > .05$). Así, los modelos para ambos grupos, cumplen tanto con la propiedad de invarianza configuracional y métrica.

La prueba de invarianza escalar (Modelo M3) en el que los interceptos, además de las cargas factoriales, se restringieron para que fueran iguales entre ambas nacionalidades, se cumplió para el modelo de dos dimensiones ($\Delta CFI < 0.01$; $\Delta RMSEA < 0.015$; $\Delta \chi^2 p > .05$), pero no para el modelo que presenta un solo factor; esto de acuerdo con los valores de ΔCFI y $\Delta \chi^2$. Finalmente, el modelo de invarianza estricta (Modelo M4) en el que se restringieron, además de las cargas factoriales y los interceptos, las varianzas de error; también ajustó correctamente en ambos modelos en comparación con el M3 ($\Delta CFI < 0.01$; $\Delta RMSEA < 0.015$; $\Delta \chi^2 p > .05$).

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo ajustar culturalmente la escala HEMA-R (Huta, 2016), a través de un proceso de traducción-retraducción y jueceo de expertos; para posteriormente estimar sus propiedades psicométricas en mexicanos y colombianos adultos. La mera traducción de la escala, no garantiza el proceso de ajuste cultural (Yasir, 2016); ya que éste es un proceso con mayor complejidad que implica proporcionar evidencias de la equivalencia semántica de los reactivos, de las propiedades psicométricas de la escala; y de la consistencia de los resultados con diferentes muestras y en diversos contextos culturales (Callegaro-Borsa et al., 2012); lo que en conjunto, permitirían garantizar la calidad de la medición (Calleja & Mason, 2020). Los resultados expuestos, muestran que los reactivos, después de un proceso de traducción-retraducción y ajuste, tuvieron una valoración positiva de acuerdo con la concordancia de opinión del panel de jueces. Según Yasir (2016), esto sería un insumo para apoyar la evidencia de la validez de contenido que contribuye con la definición conceptual de lo que se pretende medir.

Los valores obtenidos en el Alfa de Cronbach (Prat-Santaolária & Doval-Diéguéz, 2003) y el índice Omega, fueron satisfactorios (McDonald,

1999) para ambas muestras; es decir, los reactivos que conforman la escala tuvieron una estrecha relación entre sí para medir el constructo (Oviedo & Campo-Arias, 2005); lo que puede ser interpretado como un indicador que aporta evidencia de la fiabilidad (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Para reducir la probabilidad de un sesgo en el análisis y la interpretación de los resultados, se cubrieron los puntos expuestos en la guía de evaluación para el uso del AFE, sugerida por Ledesma et al. (2019). En estas condiciones, se logró una explicación de la varianza total que supera el 50%. Se identificó una solución de dos factores en ambas muestras de latinos, la cual presentó un ajuste superior en comparación con el modelo de una sola dimensión. Es relevante notar que ciertos índices de ajuste del modelo de dos factores, como el CFI, TLI y RMSEA, se sitúan por debajo de los estándares propuestos por Hu y Bentler (1999). No obstante, vale la pena mencionar que algunos autores, como Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010), Hooper et al. (2008) y Wu et al. (2017), consideran criterios menos rigurosos en los cuales los valores obtenidos con la solución de dos factores podrían considerarse aceptables, aunque no satisfactorios. Sin embargo, se destaca la importancia de continuar refinando el modelo de medida a través de la estimación de los índices de modificación para lograr un ajuste aún más óptimo.

Otro de los puntos a discutir, es la incongruencia entre los resultados del AFE y el AP, el primero presenta una solución de dos factores, y el segundo un modelo con una sola dimensión. Aunque esta escala ha sido traducida en nueve idiomas diferentes, el ajuste del modelo de medida cambia de acuerdo con el grupo cultural. Si bien con muestras orientales (Asano et al. 2018; Behzadnia & Ryan, 2018; Asano et al., 2020; Li et al., 2021) y algunas europeas (Bujacz et al., 2014; Gaspar-Alves, 2017; Giuntoli et al., 2020) se ha obtenido un ajuste con tres dimensiones – *eudaimonía*, placer hedónico y comodidad hedónica- (Huta, 2016); en algunos estudios (Anić, 2014; Manríquez-Betanzos et al., 2017; Verdelho, 2020) se han reportado solo dos factores – *eudaimonía* y hedonia-. La solución con dos dimensiones obtenida con el AFE en colombianos y mexicanos, es concordante con los resultados reportados con croatas (Anić, 2014), portugueses

(Verdelho, 2020) y mexicanos (Manríquez-Betanzos et al., 2017); siendo la varianza explicada mayor para las muestras europeas (Croatas=63.6%; Portugueses=66.6%) en comparación con las latinas (Mexicanos=51.14%; Colombianos=56.88%).

De las investigaciones que han probado soluciones factoriales de una sola dimensión, se ha reportado un ajuste pobre, por ejemplo con muestras de japoneses (Asano et al., 2018), polacos (Bujacz et al., 2014) y portugueses (Gaspar-Alves, 2017); y de acuerdo con los resultados de la presente investigación, con mexicanos y colombianos. Así, la evidencia muestra que no existe evidencia satisfactoria de que la escala se configure con una sola dimensión; y los indicadores de ajuste del modelo estimados en el presente estudio, tampoco apoyan esta solución debido al pobre ajuste del modelo. Cabe destacar, que solo en estos estudios, se ha valorado la hipótesis de unidimensionalidad de la escala; y en ninguno de los casos, se ha probado con muestras de latinos, hasta ahora.

Es importante apuntar que, el AP podría haber arrojado una sola dimensión en la solución factorial dado el coeficiente de correlación elevado entre dimensiones ($r = 0.69$ para mexicanos; $r = 0.73$ para colombianos); y debido a que cuando se estima este análisis con respuestas categóricas ordenadas (por ejemplo, escala con formato Likert) a través de las correlaciones producto-momento de Pearson, podría subestimarse las relaciones entre las variables categóricas ordenadas y generar confusión en la verdadera dimensionalidad de la escala; problema que discute Green et al. (2016).

Asimismo, es fundamental prestar atención a la redacción de los reactivos 1, 4 y 9, que forman parte de la dimensión de hedonismo según la Tabla 2. Esto se debe a que la forma en que están redactadas y el contenido de las afirmaciones pueden ser similares entre ellos. Esto podría generar un efecto de "wording" o redacción que afecta a los reactivos que componen el segundo factor, el hedonismo. Esta situación podría haber influido en la estimación de la solución factorial. Byrne (2009) advierte que cuando los reactivos son redundantes en cuanto a su contenido, esto puede considerarse como un error de medida compartido para ese grupo de ítems. Sinclair y Tetrick (2000) también destacan que la redacción de los ítems puede tener efectos en la estructura factorial y en la

validez de una escala. Además de la redacción, es importante examinar las cargas factoriales y residuales de los reactivos para una interpretación completa. Lloret et al. (2014) hacen hincapié en los errores de medida que pueden afectar las cargas factoriales, los porcentajes de varianza explicada por los factores y, en última instancia, generar una estimación poco precisa de la dimensionalidad del conjunto de ítems.

Adicionalmente, Dominguez-Lara (2019) recomienda la exploración de los índices de modificación en el AFC. Esto desempeña un papel crucial para detectar posibles correlaciones residuales entre los ítems y revelar la presencia de fuentes comunes de error. Este proceso facilita la identificación de áreas problemáticas en los instrumentos de medición. La utilidad de esta exploración radica en la posibilidad de tomar medidas concretas para mejorar futuras versiones de los instrumentos. Por ejemplo, si se descubre que ciertos ítems comparten una fuente común de error, se pueden modificar utilizando palabras diferentes o cambiando la estructura de los ítems en su redacción.

Aun con esta discrepancia entre el resultado del AFE y el AP, el segundo análisis es sugerido para configurar un estudio más robusto. Para Lloret et al. (2014), la interpretación de la varianza explicada no se constituye como un indicador satisfactorio de la adecuación del número de factores comunes identificados. En este sentido, autores como Frías-Navarro y Pascual-Soler (2012) y Gaskin y Happell (2014) recomiendan calcular el AP porque es más robusto, preciso y se torna un criterio más objetivo que la regla de Kaiser, para identificar el número de factores del modelo. Aunque, Ledesma et al. (2019), en su revisión, muestra que el AP no suele estimarse con mucha frecuencia para justificar la solución factorial. Es importante señalar, que en todos los estudios citados (Anić, 2014; Bujacz et al., 2014; Gaspar-Alves, 2017; Manríquez-Betanzos et al., 2017; Asano et al. 2018; Behzadnia & Ryan, 2018; Asano et al., 2020; Giuntoli et al., 2020; Verdelho, 2020; Li et al., 2021), el número de factores del HEMA-R es determinado por el AFE -por medio de la regla de Kaiser- o por la estimación *a priori* de las tres dimensiones que sugiere el instrumento original (Huta, 2016); pero en ninguno de los casos se estimó el AP.

Una hipótesis, que no fue explorada en este estudio, pero que resulta plausible, para comprender la estructura de la escala, a partir de la discrepancia entre los resultados del AFE y el AP, es la valoración de un modelo bifactor. Ondé y Alvarado (2022) señalan que en este modelo cada variable observada depende de dos factores, uno general y otro más pequeño que caracteriza un subconjunto específico de ítems (modelo de factor general *versus* factores específicos). El modelo bifactor permite evaluar si las respuestas obtenidas en un instrumento de medida son esencialmente unidimensionales, es decir, identifica un factor general que tenga varianza común a todos los reactivos; en presencia de cierto grado de multidimensionalidad. Así, es posible evaluar simultáneamente unidimensionalidad en presencia de multidimensionalidad, aspecto que no puede ser abordado mediante modelos AFC clásicos. De acuerdo con estos autores, esta opción es especialmente útil cuando existe una correlación significativa entre los factores ($r > 0.50$), lo que sugiere la presencia de un factor general sólido. Dados los coeficientes de correlación entre los dos factores de la escala HEMA-R (r [mexicanos]=.69 y r [colombianos]=.73), existe la posibilidad de que el modelo bifactor pueda ofrecer un mejor ajuste a los datos.

En relación con la evidencia de validez de criterio, existe correlación entre el sentido positivo de la vida (EFL); *eudaimonía* y hedonismo (HEMA-R); sin embargo, los factores II, III y IV de la EFL correlacionaron negativamente con las dimensiones del HEMA-R. Lo segundo que hay que considerar es que, en estos factores de la EFL, la MT se encuentra significativamente por debajo de la M, lo que implica que la muestra no presenta satisfacción con la vida (II), realización personal (III) y alegría de vivir (IV). Esto podría ser debido a la condición de pandemia global por COVID-19 que ha afectado negativamente el estado de salud mental y emocional en todo el mundo (Alzuet, et al., 2021). Así, puntajes bajos en los factores II, III y IV de la EFL -por las consecuencias de la pandemia por SARS-CoV-2- podrían correlacionarse negativamente con la orientación *eudaimónica* y hedónica.

Se debe recordar que el HEMA-R evalúa la categoría analítica de “orientación” (Huta & Waterman, 2014; Huta, 2016), es decir,

prioridades, motivos, valores y metas dirigidas a alcanzar el bienestar *eudaimónico* y hedónico. Esto podría indicar que las personas tienen las condiciones motivacionales para realizar actividades con el propósito de obtener bienestar -puntajes altos en el HEMA-R- sin embargo, las condiciones mundiales de salud podrían afectar negativamente la satisfacción con la vida, realización personal, y la alegría de vivir -puntajes bajos en la EFL-. Veenhoven (2013) destaca la importancia que tiene la congruencia entre las oportunidades externas -contexto- y las capacidades internas -recursos psicológicos- para precipitar el bienestar. En otras palabras, los individuos tienen la disposición de actuar para obtener bienestar; pero las condiciones del entorno precipitan experiencias negativas. Huta (2016; 2018) documentó qué cuando se evalúa el bienestar como rasgo (por ejemplo, HEMA-R) y se correlaciona con el bienestar como estado (EFL) las covarianzas obtenidas suelen ser negativas; lo que resulta consistente de acuerdo con la evidencia empírica. Para estudios futuros, se sugiere utilizar una escala concordante con la categoría analítica del HEMA-R, una opción sería la “*Scale Orientations to Happiness*” (Peterson et al., 2005) que mide, de igual forma, orientaciones hacia la felicidad.

En relación, con el análisis de invarianza de medición entre mexicanos y colombianos, los resultados mostraron que los reactivos tienen un ajuste adecuado a las dimensiones propuestas; y cuando los elementos de la estructura factorial se mantienen invariantes en función del grupo cultural, los índices de ajuste se tornan satisfactorios, excepto en la invarianza escalar para el modelo de un solo factor, por lo que se asume una invarianza parcial (Shi, Song & Lewis, 2019) para este caso. Este resultado es una evidencia adicional que muestra un mejor ajuste de invarianza en la medida de la escala HEMA-R para el modelo de dos factores, que cumplió con las cualidades de invarianza de configuración, métrica, escalar y estricta. En conclusión, este análisis muestra que el modelo de medida con dos dimensiones está midiendo, en mexicanos y colombianos, los factores de “Eudaimonía” y “Hedonismo”, ya que los datos permiten observar que la estimación libre de parámetros como las cargas factoriales, interceptos y varianzas de error

se mantienen constantes en ambos grupos, lo que permite comparar los resultados de manera válida entre estas nacionalidades.

Finalmente, el presente estudio pretende generar un hito en el ajuste cultural del HEMA-R en dos muestras latinas. Los resultados aquí presentados constituyen una primera aproximación a su validez de contenido, constructo y criterio. Sin embargo, es imperante utilizar la escala y desarrollar estudios adicionales para valorar la consistencia de las propiedades psicométricas en otras muestras en América Latina.

Referencias

- Al Maqbali, M., Gracey, J., Rankin, J., Dunwoody, L., Hacker, E., & Hughes, C. (2020). Cross-cultural adaptation and psychometric properties of quality of Life Scales for Arabic-Speaking Adults: A systematic review. *Sultan Qaboos University Medical Journal*, 20(2), e125–e137. <https://doi.org/10.18295/squmj.2020.20.02.002>
- Alarcón, R. (2006). Desarrollo de una Escala Factorial para Medir la Felicidad. *Interamerican Journal of Psychology*, 40(1), 99-106. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/284/28440110.pdf>
- Alzueta, E., Perrin, P., Baker, F. C., Caffarra, S., Ramos-Usuga, D., Yuksel, D., & Arango-Lasprilla, J. C. (2021). How the COVID-19 pandemic has changed our lives: A study of psychological correlates across 59 countries. *Journal of Clinical Psychology*, 77(3), 556–570. <https://doi.org/10.1002/jclp.23082>
- Ambuehl, B., & Inauen, J. (2022). Contextualized Measurement Scale Adaptation: A 4-Step tutorial for health psychology research. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(19), 12775. <https://doi.org/10.3390/ijerph191912775>
- Anić, P. (2014). Hedonic and Eudaimonic Motives for Favourite Leisure Activities. *Primenjena Psihologija*, 7(1), 5-21. <https://doi.org/10.19090/pp.2014.1.5-21>
- Asano, R., Igarashi, T., & Tsukamoto, S. (2020). The hedonic and eudaimonic motives for activities: Measurement invariance and psychometric properties in an adult Japanese sample. *Frontiers in Psychology*, 11, 1220. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01220>
- Asano, R., Tsukamoto, S., Igarashi, T., & Huta, V. (2018). Psychometric properties of measures of hedonic and eudaimonic orientations in Japan: The HEMA Scale. *Current Psychology*, 40, 390-40. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9954-z>
- Bart, R., Ishak, W. W., Ganjian, S., Jaffer, K. Y., Abdelmesseeh, M., Hanna, S., Gohar, Y., Azar, G., Vanle, B., Dang, J., & Danovitch, I. (2018). The assessment and measurement of wellness in the clinical medical setting: A systematic review. *Innovations in Clinical Neuroscience*, 15(9-10), 14-23.
- Behzadnia, B., M., & Ryan, R. (2018). Eudaimonic and hedonic orientations in physical education and their relation with Motivation and wellness. *International Journal of Sport Psychology*, 49(5), 363-385. <https://doi.org/10.7352/IJSP.2018.49.363>
- Bornstein, M. H., Jager, J., & Putnick, D. L. (2013). Sampling in developmental science: Situations, shortcomings, solutions, and standards. *Developmental Review*, 33(4), 357-370. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2013.08.003>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En: K. A., Bollen & J. S. Long (Eds) *Testing Structural Equation Models*. Sage Publications.
- Bujacz, A., Vittersø, J., Huta, V., & Kaczmarek, L. D. (2014). Measuring hedonia and eudaimonia as motives for activities: Cross-national Investigation through traditional and Bayesian Structural Equation Modeling. *Frontiers in Psychology*, 5, 984. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00984>
- Byrne, B. M. (2009). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge & Taylor & Francis.
- Callegaro-Borsa, J., Figueiredo-Damáσιο, B., & Ruschel-Bandeira, D. (2012). Cross-cultural adaptation and validation of psychological instruments: Some considerations. *Paidéia*, 22(53), 423-432. <https://doi.org/10.1590/1982-43272253201314>
- Calleja, N., & Mason, T. A. (2020). Escala de Bienestar Subjetivo (EBS-20 y EBS-8): Construcción y validación. *Revista*

- Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 55(2), 185-201.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP55.2.14>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255.
https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cummins, R. A. (2013). Measuring happiness and subjective well-being. En S. David, I. Boniwell, & A. C. Ayers (Eds.) *Oxford Handbook of Happiness* (pp. 185-200). Oxford University Press: UK.
<https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199557257.013.0014>
- Dien, J., Beal, D. J., & Berg, P. (2005). Optimizing principal components analysis of event-related potentials: Matrix type, factor loading weighting, extraction, and rotations. *Clinical Neurophysiology*, 116(8), 1808-1825.
<https://doi.org/10.1016/j.clinph.2004.11.0>
- Diener, E., Pressman, S. D., Hunter, J., & Delgado-Chase, D. (2017). If, why, and when subjective well-being influences health, and future needed research. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 9(2), 133–167. <https://doi.org/10.1111/aphw.12090>
- Disabato, D. J., Goodman, F. R., Kashdan, T. B., Short, J. L., & Jarden, A. (2016). Different types of well-being? A cross-cultural examination of hedonic and eudaimonic well-being. *Psychological Assessment*, 28(5), 471-482. <https://doi.org/10.1037/pas0000209>.
- Dominguez-Lara, S. (2019). Correlación entre residuales en análisis factorial confirmatorio: Una breve guía para su uso e interpretación. *Revista de Avances en Psicología*, 5(3), e207.
<https://doi.org/10.24016/2019.v5n3.207>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Frías-Navarro, D., & Pascual-Soler, M. (2012). Prácticas del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) en la investigación sobre conducta del consumidor y marketing. *Suma Psicológica*, 19(1), 47-58. Recuperado de http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0121-43812012000100004&lng=en&tlng=es.
- Gaskin, C. J., & Happell, B. (2014). On exploratory factor analysis: A review of recent evidence, an assessment of current practice, and recommendations for future use. *International Journal of Nursing Studies*, 51(3), 511-521.
<https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2013.10.005>
- Gaspar-Alves, A. R. (2017). *Motivos hedónicos e eudemónicos para as atividades: Confirmação da estrutura fatorial do HEMA-R e suas relações com o bem-estar subjetivo e com a personalidade* [Tese para a obtenção do grau de: Mestre em Psicologia Especialidade em Psicologia da Saúde, Instituto Universitário Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida]. Repositório do ISPA.
<https://core.ac.uk/reader/95049320>
- Giuntoli, L., Condini, F., Ceccarini, F., Huta, V., & Vidotto, G. (2020). The different roles of hedonic and eudaimonic motives for activities in predicting functioning and well-being experiences. *Journal of Happiness Studies*, 22(1), 1657-1671.
<https://doi.org/10.1007/s10902-020-00290-0>
- González, M., B., & Andrade, P. (2016). Escala de Bienestar Psicológico para Adolescentes. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 42(2), 69-83.
https://doi.org/10.21865/RIDEP42_69
- Green, S. B., Redell, N., Thompson, M. S., & Levy, R. (2016). Accuracy of revised and traditional parallel analyses for assessing dimensionality with binary data. *Educational and Psychological Measurement*, 76(1), 5–21.
<https://doi.org/10.1177/0013164415581898>
- Henderson, L. W., & Knight, T. (2012). Integrating the hedonic and eudaimonic perspectives to more comprehensively understand wellbeing and pathways to wellbeing. *International Journal of Wellbeing*, 2(3), 196-221.
<https://doi.org/10.5502/ijw.v2i3.3>
- Hernández, R., & Ventura, R. (2022). La enseñanza de la estadística para la investigación: Algunas recomendaciones reflexionadas desde la praxis. *Revista Educación*, 46(2), 646-656.
<https://doi.org/10.15517/revedu.v46i2.47569>
- Hooper, D, Coughlan, J and Mullen, M (2008) Structural Equation Modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.

- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huta V. (2016). Eudaimonic and hedonic orientations: Theoretical considerations and research findings. En: Vittersø J. (Eds.) *Handbook of Eudaimonic Well-Being* (pp. 215–231). International Handbooks of Quality-of-Life. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-42445-3_15
- Huta, V. (2013). Eudaimonia. En S. A. David, I. Boniwell, & A. Conley Ayers (Eds.), *The Oxford Handbook of Happiness* (pp. 201–213). Oxford University Press.
- Huta, V. (2018). Eudaimonia versus hedonia: What is the difference? And is it real? *International Journal of Existential Psychology and Psychotherapy*, 7(2), 1–8. Recuperado de https://www.researchgate.net/publication/328315213_Eudaimonia_versus_Hedonia_What_Is_the_Difference_And_Is_It_Real
- Huta, V., & Ryan, R. M. (2010). Pursuing pleasure or virtue: The differential and overlapping well-being benefits of Hedonic and eudaimonic motives. *Journal of Happiness Studies*, 11, 735–762. <https://doi.org/10.1007/s10902-009-9171-4>
- Huta, V., & Waterman, A. S. (2014). Eudaimonia and its distinction from hedonia: Developing a classification and terminology for understanding conceptual and operational definitions. *Journal of Happiness Studies*, 15, 1425–1456. <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9485-0>
- Kusier, A. O., & Folker, A. P. (2019). The Well-Being Index WHO-5: Hedonistic foundation and practical limitations. *Medical Humanities, Medhum*, 46(3), 333–339. <https://doi.org/10.1136/medhum-2018-011636>
- Ledesma, R., Ferrando, P., & Tosi, J. (2019). Uso del Análisis Factorial Exploratorio en RIDEP. Recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP*, 53(3), 173–180. <https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.13>
- Li, W., Zhang, L., Jia, N., & Kong, F. (2021). Validation of the hedonic and eudaimonic motives for Activities-Revised Scale in Chinese adults. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(8), 3959. <https://doi.org/10.3390/ijerph18083959>
- Linton, M. J., Dieppe, P., & Medina-Lara, A. (2016). Review of 99 self-report measures for assessing well-being in adults: Exploring dimensions of well-being and developments over time. *BMJ Open*, 6(7), e010641. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2015-010641>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-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>
- Loffing F. (2022). Raw data visualization for common factorial designs using SPSS: A syntax collection and tutorial. *Frontiers in Psychology*, 13, 808469. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.808469>
- Manríquez-Betanzos, J. C., Corral-Verdugo, V., Tapia-Fonllem, C. O., & Fraijo-Sing, B. S. (2017). Hedonia, eudaimonia y conducta de ahorro de energía eléctrica: Un modelo estructural. *Psicumex*, 7(2), 56–73. Recuperado de <https://psicumex.unison.mx/index.php/psicumex/article/view/293>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- McMahon, A.-T., Williams, P., & Tapsell, L. (2010). Reviewing the meanings of wellness and well-being and their implications for food choice. *Perspectives in Public Health*, 130(6), 282–286. <https://doi.org/10.1177/1757913910384046>
- Meier, B. M., Evans, D. P., Kavanagh, M. M., Keralis, J. M., & Armas-Cardona, G. (2018). Human rights in public health: Deepening engagement at a critical time. *Health and Human Rights*, 20(2), 85–91. Recuperado de <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC6293343/>
- Moyano-Díaz, E. (2016). Trends and challenges for the research of happiness in Latin America. En M. Rojas (Ed.) *Handbook of Happiness*

- Research in Latin America* (pp. 63-87). International Handbooks of Quality-of-Life. Springer, Dordrecht:USA.
https://doi.org/10.1007/978-94-017-7203-7_5
- Ondé, D., & Alvarado, J. M. (2022). Contribución de los Modelos Factoriales Confirmatorios a la Evaluación de Estructura Interna desde la Perspectiva de la Validez. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 66(5), 5-21.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP66.5.01>
- Organización de las Naciones Unidas (ONU, 2018). La agenda 2030 y los objetivos de desarrollo sostenible una oportunidad para América Latina y el Caribe. (LC/G.2681-P/Rev.3), Santiago. Recuperado de https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/40155/24/S1801141_es.pdf
- Organización de las Naciones Unidas (ONU, 9 de septiembre de 2021). Declaración Universal de los Derechos Humanos. Recuperado de <https://www.un.org/es/about-us/universal-declaration-of-human-rights>
- Oviedo, H., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente Alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580. Recuperado de http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-74502005000400009&lng=en&tlng=es.
- Peterson, C., Park, N., & Seligman, M. E. P. (2005). Orientations to happiness and life satisfaction: The full life versus the empty life. *Journal of Happiness Studies*, 6(1), 25–41.
<https://doi.org/10.1007/s10902-004-1278-z>
- Prat-Santaolária, R., & Doval-Diéguez, E. (2003). Construcción y análisis de escalas. En: J. Lévy, & J. Varela (Coords.), *Análisis multivariable para las Ciencias Sociales* (pp. 43-89). Pearson Prentice Hall.
- Proctor, C., & Tweed, R. (2016). Measuring eudaimonic well-being. En J. Vittersø (Ed.), *Handbook of Eudaimonic Well-being* (pp. 277-294). Springer.
https://doi.org/10.1007/978-3-319-42445-3_18
- Randolph, J. J. (2008). Online Kappa Calculator [Computer software]. Recuperado de <http://justusrandolph.net/kappa/>
- Ruini, C., & Cesetti, G. (2019). Spotlight on eudaimonia and depression. A systematic review of the literature over the past 5 years. *Psychology Research and Behavior Management*, 12, 767–792.
<https://doi.org/10.2147/PRBM.S178255>
- 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(1), 141-166.
<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.141>
- Ryff C. D. (2014). Psychological well-being revisited: Advances in the science and practice of eudaimonia. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 83(1), 10–28.
<https://doi.org/10.1159/000353263>
- Ryff C. D. (2017). Eudaimonic well-being, inequality, and health: Recent findings and future directions. *International Review of Economics*, 64(2), 159–178.
<https://doi.org/10.1007/s12232-017-0277-4>
- Ryff, C. D. (1989a). 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. D. (1989b). Beyond Ponce de Leon and Life Satisfaction: New directions in Quest of Successful Ageing. *International Journal of Behavioral Development*, 12(1), 35–55.
<https://doi.org/10.1177/016502548901200102>
- Ryff, C., & Keyes, C. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 719-727.
<https://doi.org/10.1037//0022-3514.69.4.719>
- Seligman, M. (2016). *Florecer: La nueva psicología positiva y la búsqueda del bienestar*. Oceano.
- Shi, D., Song, H., & Lewis, M. D. (2019). The impact of partial factorial invariance on cross-group comparisons. *Assessment*, 26(7), 1217-1233.
<https://doi.org/10.1177/1073191117711020>
- Sinclair, R. R., & Tetrick, L. E. (2000). Implications of item wording for hardiness structure, relation with neuroticism, and stress buffering. *Journal of Research in Personality*, 34(1), 1-25.
<https://doi.org/10.1006/jrpe.1999.2265>

- Soper, D. S. (2021). A-priori sample size calculator for structural equation models [Software]. Recuperado de <https://www.danielsoper.com/statcalc>
- Squires, J. E., Estabrooks, C. A., Newburn-Cook, C. V., & Gierl, M. (2011). Validation of the conceptual research utilization scale: An application of the standards for educational and psychological testing in healthcare. *BMC Health Services Research*, 11, 107. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-11-107>
- Toribio, L., González-Arratia, N., Valdez, J., González, S., & Van Barneveld, H. (2012). Validación de la Escala de Felicidad de Alarcón para adolescentes mexicanos. *Psicología Iberoamericana*, 20(1), 71-79. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/1339/133924623008.pdf>
- Tov, W. (2018). Well-being concepts and components. En E. Diener, S. Oishi, & L. Tay (Eds.), *Handbook of well-being* (pp. 1-15). DEF Publishers.
- Ventura-León, J., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/773/77349627039.pdf>
- Verdelho, J. M. (2020). *Impacto das orientações para as atividades e da personalidade nos níveis de bem-estar espiritual*. [Tese para a obtenção do grau de: Mestre em Psicologia Especialidade em Psicologia da Clínica, Instituto Universitário Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida]. Repositório do ISPA. <https://repositorio.ispa.pt/bitstream/10400.12/7935/1/26554.pdf>
- Vittersø, J. (2013). Functional well-being: Happiness as feelings, evaluations, and functioning. En S. A. David, I. Boniwell, & A. Conley Ayers (Eds.), *The Oxford Handbook of Happiness* (pp. 227-244). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199557257.013.0017>
- Wu, L. F., Yang, S. H., & Koo, M. (2017). Psychometric properties of the Chinese version of Spiritual Index of Well-Being in elderly Taiwanese. *BMC Geriatr* 17(3). <https://doi.org/10.1186/s12877-016-0392-1>
- Yasir, A. S. M. (2016). Cross cultural adaptation & psychometric validation of instruments: Step-wise description. *International Journal of Psychiatry*, 1(1), 1-4. Recuperado de <https://www.bibliomed.org/?mno=227223>