

Propiedades Psicométricas de la Escala de Orientaciones hacia la Felicidad en Mexicanos

Psychometric Properties of the Orientations to Happiness Scale in Mexicans

David Javier Enríquez-Negrete¹, Ricardo Sánchez-Medina² y María Arantxa Elizarrarás-Ríos³

Resumen

En el marco de la Teoría de la Felicidad Auténtica, la *Orientations to Happiness Scale* se desarrolló para evaluar placer, significado y compromiso como rutas hacia la felicidad. Aunque se ha utilizado en Europa, Asia y Norteamérica, las particularidades históricas y culturales de Latinoamérica sugieren diferencias en su comprensión y estructura. Este estudio presenta evidencias sobre la validez de su contenido, estructura interna y convergencia para una muestra de 1416 mexicanos. Un panel de expertos validó la versión en español a través de un proceso de la traducción-retraducción-jueceo. El análisis factorial exploratorio reveló una estructura de dos factores: placer y significado. Posteriormente se evaluó este modelo con un análisis factorial confirmatorio; encontrando un ajuste razonable. Finalmente, la escala correlacionó con otra medida similar, que fungió como criterio. Se discuten las implicaciones de estas diferencias en la comprensión de la felicidad y la evaluación psicométrica en contextos culturales diversos.

Palabras clave: bienestar, felicidad, latinos, hedonismo, eudaimonía

Abstract

According to the Authentic Happiness Theory, pleasure, meaning, and engagement are three ways to achieve happiness, and the Orientations to Happiness Scale assesses these pathways. Many pieces of evidence exist regarding the scale's validity and reliability in Europe, Asia, and North America, but the historical and cultural particularities of Latin America suggest differences in its comprehension and structure when applied to Latin American samples. We provided evidence regarding the content validity, internal structure, and convergence of the scale for a sample of 1416 Mexicans. A panel of experts validated the Spanish version through a process of English-Spanish translation, back-translation, and judgment. Exploratory factor analysis revealed a two-factor structure: pleasure and meaning. Subsequently, confirmatory factor analysis demonstrated a reasonable model fit. Finally, the scale correlated with another similar measure, serving as an assessment criterion. We discussed the implications of these results in understanding happiness and psychometric assessment in diverse cultural contexts.

Keywords: well-being, happiness, latinos, hedonism, eudaimonia

Investigación realizada gracias al Programa UNAM-PAPIIT- IN301522.

¹Doctor en Psicología. Universidad 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). Correo: david.enriquez@iztacala.unam.mx

²Doctor en Psicología. Universidad Nacional Autónoma de México. Profesor de Tiempo Completo Titular B definitivo, SUAyED Psicología, Laboratorio de Psicología, Tecnología y Salud. Correo: ricardo.sanchez@iztacala.unam.mx

³Licenciada en Psicología. Universidad Nacional Autónoma de México. Profesor de Asignatura A interino, SUAyED Psicología, Laboratorio de Ciencia y Tecnología para la Investigación en Ciencias Sociales y de la Salud (LaCiTICSS). Correo: arantxa.elizarraras@iztacala.unam.mx

Introducción

La teoría de la felicidad auténtica (TFA) sugiere que la felicidad duradera depende de factores genéticos (Bartels, 2015), circunstancias individuales (Seligman, 2018), y variables voluntarias que están sujetas al control personal (Romaní-Rivera et al., 2023). Estas últimas variables adquieren importancia, ya que las personas pueden gestionarlas y a través de acciones deliberadas incidir en su felicidad (Seligman, 2018). Como resultado, se asume que las personas tienen responsabilidad directa sobre ello (Romaní-Rivera et al., 2023) y que existe un marco de actuación donde, de manera voluntaria, eligen y construyen significados (Bastos-Andrade, 2023) que influyen en la orientación hacia sus motivaciones, valores, metas y prioridades para buscar la felicidad (Huta, 2016; 2018).

Así, la TAF sugiere tres orientaciones o en palabras de Bastos-Andrade (2023) estilos de vida o rutas para alcanzar la felicidad. La primera orientación es la “*vida placentera*”, centrada en maximizar el placer y minimizar el dolor a través de experiencias sensoriales y emocionales efímeras; se basa en el hedonismo (Taquet et al., 2016). La segunda ruta es la “*vida con significado*” dirigida a la búsqueda de un propósito y sentido en la vida, lo que implica conectarse con algo más grande que uno mismo y con un bien mayor (Seligman, 2011; 2018); se justifica en la eudaimonía (Tov, 2018). Finalmente, el tercer camino es la vida con compromiso, que se logra a través de estados de flujo precipitados por tareas que requieren alta concentración y conexión psicológica (Abuhamdeh, 2020).

Estas tres rutas hacia la felicidad no son excluyentes, así que pueden perseguirse de manera simultánea; es decir, no se trata de elegir una sola sino de buscar un equilibrio entre ellas para alcanzar la felicidad duradera o vida plena (Seligman, 2011). Estas rutas no son normativas, es decir, no imponen una forma específica de vida que se deba seguir para alcanzar la felicidad; sino que son descriptivas, lo que implica que estos caminos representan opciones que las personas pueden explorar según sus propias circunstancias, preferencias y valores, sin imponer un estándar único de felicidad (Bastos-Andrade, 2023).

Así, es posible que cada individuo combine las orientaciones de placer, significado y compromiso

para incrementar la satisfacción con la vida (Scorsolini-Comin et al., 2011). En la investigación, la felicidad se mide con indicadores que evalúan la satisfacción con la vida; y como variables predictoras se toman en cuenta las orientaciones hacia la felicidad (Bastos-Andrade, 2023; Peterson et al., 2005; Seligman, 2011; 2018) que son operacionalizadas mediante la *Orientations to Happiness Scale* (OTHS) desarrollada por Peterson et al. (2005).

La OTHS se ha convertido en un “estándar de oro” para evaluar las orientaciones hacia la felicidad, por tanto, se ha traducido a diferentes idiomas para ser utilizada en diversos países de Europa (Anić & Tončić, 2013; Avsec & Kavčič, 2012; Kryvenko & Petryk, 2019; Martin-Krumm et al., 2014; Ruch et al., 2010; San Martín et al., 2010; Szondy & Martos, 2014) y Asia (Alper-Köse, 2014; Chen, 2010; Kumano, 2011); lo que ha permitido medir estas orientaciones en más de cien países (Schueller & Seligman, 2010).

Al contrastar diversas culturas y utilizar la OTHS, se ha observado que en países con valores individualistas (*cf.* Triandis, 2001), las orientaciones de compromiso ($r=0.44$) y significado ($r=0.46$) están correlacionadas con mayor fuerza con el bienestar subjetivo, en comparación con la vida de placer ($r=0.28$) (Schueller & Seligman, 2010). Investigaciones que incluyen muestras tanto de Occidente como de Oriente han demostrado que la vida de placer y significado son predictores de la satisfacción con la vida; y el resultado se mantiene estable y sus efectos no varían entre países; sin embargo, existen culturas que priorizan una de estas rutas hacia la felicidad sobre las otras (Gaston-Breton et al., 2021). También se han encontrado resultados que sugieren diferencias entre países con proximidad geográfica, como Turquía y Rusia, que podrían compartir, en cierta medida, un sistema de valores similar. En el caso de la muestra rusa, únicamente la vida con significado explicó la satisfacción con la vida, mientras que las tres orientaciones permitieron predecir la misma variable en la muestra de turcos (Alper-Köse, 2014).

Los estudios transculturales revelan coherencia en las orientaciones hacia la felicidad en distintos grupos culturales, aunque la relevancia de cada orientación puede variar, y en algunos casos, solo algunas podrían ser predictores del bienestar

subjetivo o la felicidad, debido a las discrepancias en valores, normas sociales y creencias (Alper-Köse, 2014; Gaston-Breton et al., 2021; Schueller & Seligman, 2010). Estas disparidades adquieren mayor importancia en la investigación cuando se reconoce que la mayoría de los estudios (Wang et al., 2023) se originan en países ricos, educados, industrializados y democráticos (Duan et al., 2022; Hendriks et al., 2019), lo que puede generar sesgos culturales en los resultados; pero también proporciona la oportunidad de plantear interrogantes sobre las orientaciones hacia la felicidad en contextos culturales donde los valores, realidades políticas y económicas son variadas (Van Zyl & Rothmann, 2022).

Así, se reconoce la importancia de enriquecer y ampliar la comprensión sobre la TAF en los diversos grupos culturales de Latinoamérica, los cuales no suelen representarse en los estudios transculturales (Gaston-Breton et al., 2021; Park et al., 2009; Schueller & Seligman, 2010). Las culturas en esta región del mundo, comparten en alguna medida, un sistema de valores colectivista (Krys et al., 2020) y enfrentan desafíos comunes, como la corrupción, la desigualdad económica, la pobreza, la violencia, la criminalidad y deficiencias en las instituciones políticas (Hussain et al., 2021; Rojas, 2018). El análisis de la TAF en este contexto cultural podría contribuir a entender cómo las personas pueden prosperar y vivir vidas satisfactorias, incluso frente a la adversidad.

No obstante, para evaluar adecuadamente la contribución de la TAF en Latinoamérica, es necesario medir las orientaciones hacia la felicidad en esta región del mundo, asegurando la validez de las interpretaciones. Por lo tanto, es necesario proporcionar pruebas de la validez de la OTHS en estos contextos culturales con el fin de garantizar evaluaciones justas y equitativas para todos los individuos, sin importar su origen cultural, idioma o contexto socioeconómico (*American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education [AERA, APA & NCME]*, 2014).

Sin embargo, esta tarea ha enfrentado desafíos debido a la heterogeneidad cultural de los diferentes contextos donde se ha adaptado la OTHS. La AERA, APA y NCME (2014) sugieren que al usar una escala en un grupo cultural diferente al que fue diseñada, es necesario ajustar

el contenido, el lenguaje y el formato del cuestionario para que sean culturalmente relevantes. Esto asegura que exista una relación entre el contenido y el constructo que se pretende medir en la población objetivo. Estas evidencias se pueden obtener a través de métodos basados en el juicio de expertos y la utilización de métodos estadísticos (Pedrosa et al., 2013).

Yasir (2016) destaca que la mera traducción de la escala no es suficiente para evidenciar la validez del contenido de la escala. La AERA, APA y NCME (2014) sugieren realizar un proceso de traducción-retraducción para evaluar la equivalencia de los ítems en diferentes idiomas y culturas, documentando el procedimiento y acompañando los resultados con otras evidencias de confiabilidad. Aunque la OTHS ha sido traducida y retraducida a varios idiomas, no se proporcionan evidencias detalladas de este proceso (Alper-Köse, 2014; Avsec & Kavčič, 2012; Chen, 2010; Gaston-Breton et al., 2021; Kumano, 2011; Kryvenko & Petryk, 2019; Lorente et al., 2019; Martin-Krumm et al., 2014; Ruch et al., 2010; Saricam & Canatan, 2015; Szondy & Martos, 2014; Wagner et al., 2014), salvo en algunos casos donde se han realizado análisis cualitativos sobre el contenido de los ítems (Alper-Köse, 2014; Martin-Krumm et al., 2014), aunque sin mencionar la concordancia entre las opiniones de los expertos.

Proporcionar pruebas de este proceso, permite transparentar las evidencias para discutir la equivalencia entre las diferentes versiones de la escala en distintos idiomas y culturas (AERA, APA & NCME, 2014). Si existen problemas con la validez del contenido de la escala y los ítems no representan adecuadamente las dimensiones del constructo que se pretende medir, entonces podría verse comprometida la estructura interna de la escala (Pedrosa et al., 2013).

La estructura factorial de la OTHS se configura de 18 reactivos organizados en tres dimensiones que miden las orientaciones hacia la felicidad de acuerdo con la TAF: I) vida placentera, II) vida con significado y III) vida con compromiso. Esta solución factorial fue estimada para la OTHS en su versión original, con población norteamericana y en inglés (Peterson et al., 2005). Sin embargo, esta estructura factorial no siempre se mantiene estable en todas las culturas.

Si bien en muestras de alemanes (Ruch et al., 2010; Ruch et al., 2014), hongkoneses (Chan,

2009), españoles (San Martín et al., 2010), húngaros (Szondy & Martos, 2014), japoneses (Kumano, 2011), rusos (Alper-Köse, 2014), eslovenos (Avsec & Kavčič 2012), taiwaneses (Chen et al., 2010) y ucranianos (Kryvenko & Petryk, 2019); la estructura sugerida por Peterson et al. (2005) se mantiene; existen otros estudios que arrojan resultados inconsistentes, debido a que el modelo de medida se ajusta satisfactoriamente con dos factores -vida de placer y vida con significado-, como en muestras croatas (Anić & Tončić, 2013) y en una versión abreviada de la escala con españoles (Lorente et al., 2019). La discrepancia de la estructura interna de la escala crece cuando se consideran algunos estudios que han obtenido índices de bondad de ajuste adecuados incluso hasta con cuatro factores, con muestras de turcos (Alper-Köse, 2014) y alemanes (Ruch et al., 2010). Finalmente, Schueller y Seligman (2010) probaron el modelo de medida original de la OTHS (Peterson et al., 2005) con muestras de 112 países, representados principalmente por estadounidenses, australianos, ingleses, canadienses, neozelandeses, y grupos de otros varios países que representaban menos del 1.0%. El resultado evidenció algunas deficiencias en los índices de ajuste; la conclusión del estudio fue que podría haber una estructura factorial más apropiada, pero los autores no aportaron algún indicio o sugerencia al respecto.

Estos estudios aportan evidencias de validez basadas en la estructura interna de la escala, la cual indicaría el grado en el cual las relaciones entre los ítems y los componentes del constructo que se pretenden medir están relacionados (AERA, APA & NCME, 2014). Los datos indican que los reactivos de la escala podrían correlacionarse y agruparse en dos, tres o cuatro dimensiones para representar las orientaciones hacia la felicidad. Avsec y Kavčič (2012) señalan que estos resultados inconsistentes no permiten tomar un posicionamiento claro sobre el número de factores.

No se pueden atribuir estas discrepancias de la estructura factorial al proceso de traducción-retraducción de la escala, debido a que no se suele publicar estas evidencias (Alper-Köse, 2014; Avsec & Kavčič, 2012; Chen, 2010; Gaston-Breton et al., 2021; Kumano, 2011; Kryvenko & Petryk, 2019; Lorente et al., 2019; Martin-Krumm et al., 2014; Ruch et al., 2010; Saricam & Canatan, 2015; Szondy & Martos, 2014; Wagner et al.,

2014) y por tanto, no es posible discutir esta línea de análisis. Sin embargo, una explicación plausible para justificar la solución factorial de dos dimensiones podría encontrarse en la teoría.

Cuando Peterson et al. (2005) crearon la OTHS, sugirieron la vida con compromiso como una ruta hacia la felicidad independiente de la vida de placer y significado que son orientaciones que prominentemente se han estudiado y justificado desde la filosofía (hedonismo y eudaimonía) y la psicología (bienestar subjetivo y bienestar psicológico) (Enríquez et al., 2024; Taquet et al., 2016; Tov, 2018). Waterman (1993) se torna crítico ante la propuesta de Peterson et al. (2005), ya que en su opinión, los estados de flujo asociados con la orientación de la vida con compromiso, se encuentran intrínsecos en las acciones que llevan a una vida de placer y significado. Así, esta tercera orientación de la OTHS no debería constituirse como una dimensión independiente de la vida de placer y significado.

Esta explicación también se apoya en el hecho de que en la escala original (Peterson et al., 2005) varios reactivos exhiben cargas factoriales compartidas en más de un factor (Ruch et al., 2010), lo que implica que los reactivos carecen de monosemanticidad (Kryvenko & Petryk, 2019), lo que resulta, según Avsec y Kavčič (2012) en la superposición de ítems entre las orientaciones. Así, en algunos estudios, se ha reportado que ciertos reactivos presentan cargas factoriales más elevadas en el dominio de la vida placentera (Martin-Krumm et al. 2014; Ruch et al., 2010) o con significado (Chen, 2010; Kryvenko & Petryk, 2019) que en el factor de vida con compromiso. Estos resultados muestran la variabilidad de la estructura interna de la escala dadas las diferencias culturales.

Por otro lado, Chen et al. (2010) criticaron el enfoque de Peterson et al. (2005) para el análisis de datos, debido a que solo estimó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) sin considerar las ventajas de calcular un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Según Lloret-Segura et al. (2014), el AFC no solo identifica correlaciones residuales entre ítems, sino que también permite detectar problemas en el modelo de medida y orientar la toma de decisiones para mejorar la escala. También, en esta línea de análisis, es importante reconocer, la omisión del Análisis

Paralelo (AP) en el estudio de Peterson et al. (2005); el cual se torna un criterio con mayor objetividad que la regla de Kaiser para identificar el número de factores a retener en el modelo (Gaskin & Happell, 2014).

Gracias al AFC ha sido posible reespecificar el modelo de medida y mejorar la bondad de ajuste para algunos grupos culturales (Anić & Tončić, 2013; Chen et al., 2010; Gaston-Breton et al., 2021; Kumano, 2011; Martin-Krumm et al., 2014). Sin embargo, estas alternativas solo han funcionado para alemanes (Ruch et al., 2010; Ruch et al., 2014), chinos (Chen, 2010), españoles (Lorente et al., 2019), franceses (Martin-Krumm et al., 2014), rusos (Alper-Köse, 2014), turcos (Saricam & Canatan, 2014) y taiwaneses (Chen et al., 2010); pero no para muestras provenientes de Europa del Este (Avsec & Kavčič 2012; Szondy & Martos, 2014) y turcos (Alper-Köse, 2014).

Dadas las críticas sobre el número óptimo de factores en la OTHS, las limitaciones del AFE para el análisis de datos en la versión original de la escala y la falta de indicadores satisfactorios en el ajuste del modelo de medida para algunas culturas, es crucial presentar evidencia no solo de la validez de contenido, sino también de la estructura interna de la escala en la población objetivo que resulta de interés para este estudio: los mexicanos. De acuerdo con la AERA, APA y NCME (2014), las evidencias basadas en la estructura interna de la escala permitirían comprender cómo se relacionan entre sí los ítems y cómo se agrupan para representar las dimensiones del constructo en este grupo cultural en particular. Razón por la cual será importante considerar el AFC (Chen et al., 2010) y el AP (Gaskin & Happell, 2014) en el análisis de los datos para presentar estas evidencias.

Finalmente, la AERA, APA y NCME (2014) sugieren exponer más de una evidencia de validez para respaldar las interpretaciones de los puntajes de una escala en un contexto cultural diferente. Conforme se avanza en el proceso de validación y se obtiene nuevas evidencias, se justifica la revisión de la escala y del marco conceptual que sustenta el constructo que se pretende medir.

La exposición de resultados empíricos y la evidencia de diferentes fuentes de validez de esta escala, podría constituirse en una vía para el refinamiento de este instrumento que posibilite la comparación de las formas en que las personas

buscan la felicidad entre naciones (Chen et al., 2010; Martin-Krumm et al., 2014). Asimismo, este proceso contribuirá simultáneamente a comprender las diversas perspectivas culturales sobre las orientaciones hacia la felicidad (Ruch et al., 2010) en contextos culturales poco estudiados (Duan et al., 2022; Hendriks et al., 2019) que enfrentan adversidades, poseen valores distintos y experimentan realidades sociales y políticas diversas (Van Zyl & Rothmann, 2022).

Así, el objetivo del presente estudio fue adaptar y validar la OTHS mediante el análisis de evidencias relacionadas con el contenido de la escala, su estructura interna y el grado de relación con otra medida de referencia en el contexto cultural mexicano; esto con el propósito de valorar las propiedades psicométricas y la utilidad de la escala en México.

Método

Participantes

Se involucraron tres grupos de personas en el estudio. El primero estuvo compuesto por cinco expertos con dominio de la lengua inglesa a nivel profesional. Este equipo fue responsable de llevar a cabo un proceso de traducción y retraducción de la escala utilizada en la investigación. El segundo grupo consistió en un panel de siete expertos con experiencia en investigación, psicometría o bienestar humano. Su función principal fue evaluar la suficiencia, claridad, coherencia y relevancia de los ítems que conforman la escala. El grupo de traductores y de expertos contribuyeron en el proceso de generación de evidencia basada en el contenido de la escala. Finalmente, para generar las evidencias basada en la estructura interna de la escala y de validez convergente, participó un grupo de 1416 mexicanos quienes contestaron la escala. Este último grupo de participantes fue dividido de manera aleatoria en dos muestras ($n_1=711$; $n_2=705$) con el propósito de llevar a cabo un proceso de validación cruzada (Ondé & Alvarado, 2022).

La proporción de hombres y mujeres fue similar en ambas muestras ($n_1=31.5\%$ varones y 68.5% mujeres; y $n_2=28.9\%$ varones y 71.1% mujeres). En el primer caso, el rango de edad se encontraba en los 18 y 85 años ($\bar{x}=37.46$, D.E=13.61); y en el segundo entre 18 y 75 años ($\bar{x}=38.18$, D.E=13.57).

Tabla 1. Descripción de las variables sociodemográficas de las muestras (n₁ y n₂)

Variables	n ₁ (711)	%	Variables	n ₁ (711)	%	Variables	n ₁ (711)	%
Estado civil			Nivel de estudios			Me dedico...		
Soltero/a	330	46.4	Preescolar	3	0.4	Hogar	73	10.3
Casado/a	207	29.1	Primaria	1	0.1	Trabajar	158	22.2
Separado/a	83	11.7	Secundaria	36	5.1	Estudiar	113	15.9
Viudo/a	7	1.0	Media superior	201	28.3	Estudiar y trabajar	118	16.6
Unión libre	82	11.5	Carrera técnica	72	10.1	Estudiar y al hogar	56	7.9
Otro	2	0.3	Superior	294	41.4	Hogar y a trabajar	76	10.7
*Ingreso familiar			Posgrado	104	14.6	Hogar, estudiar y trabajar	107	15.0
Satisfactorio y ahorro	253	35.6	Trabajo remunerado			Otro	10	1.4
Satisfactorio no ahorro	287	40.4	Sí	451	63.4	Relación de pareja		
Parcial para necesidades	152	21.4	No	260	36.6	Sí	438	61.6
No cubrió necesidades	19	2.6	Tener hijos			No	273	38.4
Orientación sexual			Sí	363	51.1	Religión		
Heterosexual	623	87.6	No	348	48.9	Catolicismo	403	57.6
Homosexual	31	4.4				Cristianismo	63	8.9
Bisexual	51	7.2				Otra	42	3.9
Otra	6	0.8				Ninguna	203	29.6
Variables	n ₂ (705)	%	Variables	n ₂ (705)	%	Variables	n ₂ (705)	%
Estado civil			Nivel de estudios			Me dedico...		
Soltero/a	296	42.0	Preescolar	2	0.3	Hogar	82	11.6
Casado/a	229	32.5	Primaria	2	0.3	Trabajar	164	23.3
Separado/a	74	10.5	Secundaria	21	3.0	Estudiar	110	15.6
Viudo/a	15	2.1	Media superior	195	27.7	Estudiar y trabajar	96	13.6
Unión libre	86	12.2	Carrera técnica	78	11.0	Estudiar y al hogar	49	7.0
Otro	5	0.7	Superior	309	43.8	Hogar y a trabajar	77	10.9
*Ingreso familiar			Posgrado	98	13.9	Hogar, estudiar y trabajar	118	16.7
Satisfactorio y ahorro	272	38.6	Trabajo remunerado			Otro	9	1.3
Satisfactorio no ahorro	274	38.9	Sí	453	64.3	Relación de pareja		
Parcial para necesidades	139	19.7	No	252	35.7	Sí	463	65.7
No cubrió necesidades	20	2.8	Tener hijos			No	242	34.3
Orientación sexual			Sí	375	53.2	Religión		
Heterosexual	627	88.9	No	330	46.8	Catolicismo	408	57.9
Homosexual	22	3.1				Cristianismo	56	7.9
Bisexual	51	7.2				Otra	28	4.0
Otra	5	0.7				Ninguna	213	30.2

Nota.* (I) Satisfactorio y ahorro/Cubrió satisfactoriamente todas las necesidades de la familia y permitió ahorrar; (II) Satisfactorio no ahorro/Cubrió satisfactoriamente todas las necesidades de la familia pero no permitió ahorrar; (III) Parcial para necesidades/Cubrió parcialmente todas las necesidades de la familia; (IV) No cubrió necesidades/No cubrió las necesidades de la familia.

La Tabla 1 muestra las proporciones de respuesta obtenidas en las categorías de las variables sociodemográficas. Se observa que ambos grupos son similares y están representados, principalmente por personas heterosexuales, católicas, con nivel de estudios superior, con trabajo remunerado y su ingreso económico les permite cubrir sus gastos. A pesar de que la mayoría son solteros, se encontraban en una relación de pareja; y cerca de la mitad informaron tener hijos.

Selección de los participantes

Los profesionales para la traducción y los expertos que fungieron como jueces fueron elegidos de manera no aleatoria, a través de un muestreo por bola de nieve (Kirchherr & Charles, 2018). Así, se identificó a un experto como punto de partida, actuando como un nodo que permitió establecer conexiones con otros especialistas. Se

realizaron invitaciones personalizadas explicando el objetivo del estudio y el papel de su participación.

Para la selección de traductores, se seleccionaron participantes con un título universitario en idiomas que demostrara su competencia en el dominio del inglés (n=3). En el caso de quienes realizaron la retraducción (n=2), se requirió que el inglés fuera su lengua materna, experiencia académica en la traducción de textos académicos y al menos 10 años de residencia en México. Se excluyeron aquellos que no respondieron a la invitación o los expertos que no cumplieron con los plazos establecidos para la entrega de las traducciones o retraducciones solicitadas. El panel de expertos que fungieron como jueces se conformó solo de aquellos que respondieron a la invitación y contaban con experiencia en investigación (n=3), bienestar humano (n=3) o psicometría (n=1). Se excluyeron

aquellos que no respondieron a la solicitud de participación y los que no enviaron su evaluación dentro del plazo estipulado.

Por último, el grupo de participantes que contestó la escala fue seleccionada con un muestreo no probabilístico, intencionado y por cuota (Campbell et al., 2020) debido a que solo respondieron quienes recibieron la convocatoria para participar en el estudio a través de redes sociales. La cuota de participantes se determinó a través del cálculo sugerido por Soper (2021) y de acuerdo con el número de variables latentes y observables de la OTHS. Así, los parámetros para el cálculo del tamaño muestral fueron los siguientes: a) tamaño del efecto=0.2 [pequeño]; b) $1-\beta=0.95$; c) $\alpha=.01$; d) número de variables latentes=3; y e) número de variables observadas=18; se obtuvo un tamaño muestral sugerido de 593 participantes. Se buscó superar este valor sugerido, anticipándose a que algunos participantes pudieran no cumplir con los criterios de inclusión a la muestra.

Estos criterios fueron ser mayor de 18 años, de nacionalidad mexicana 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* que pudiera llenar aleatoriamente la encuesta.

Instrumentos

Para las evidencias de la validez de contenido

Para el panel de expertos que dictaminaron el contenido de la OTHS traducida al español se utilizó una rúbrica con categorías analíticas sugeridas por Escobar y Cuervo (2008), la cual permite evaluar: a) suficiencia, los ítems que pertenecen a una misma dimensión bastan para obtener la medición de ésta; b) claridad, el ítem se comprende fácilmente, es decir, su sintáctica y semántica son adecuadas; c) coherencia, el ítem tiene relación lógica con la dimensión o indicador que está midiendo; y d) relevancia, el ítem es esencial o importante, es decir debe ser incluido en la escala. Las opciones de respuesta para evaluar los reactivos en cada una de estas categorías fueron: I) no cumple con el criterio, II) bajo nivel,

III) moderado nivel, y IV) alto nivel. Se acompañó esta rúbrica con una descripción detallada de cada una de estas categorías de respuesta.

Para las evidencias de la validez de estructura interna de la escala

Se utilizó la OTHS (Peterson et al., 2005) en su versión en español que fue el producto final del proceso de traducción-retraducción y ajuste según los juicios de expertos. La categoría analítica de orientación se refiere a las prioridades personales, razones, motivos, valores y objetivos detrás de los comportamientos elegidos de un individuo para ser feliz (Huta, 2016; Peterson et al., 2005). Este instrumento se compone de 18 reactivos que miden tres orientaciones hacia la felicidad: I) vida con significado (ítems: 2, 5, 11, 12, 14, 17) que valora la búsqueda de un propósito y un sentido en la vida; las personas que tienen esta orientación buscan comprender el mundo y su lugar en él, además de contribuir con algo más grande que ellas mismas; II) vida de placer (ítems: 3, 8, 13, 15, 16, 18) se refiere a la búsqueda de emociones positivas y la evitación de emociones negativas; las personas con esta orientación buscan sentirse bien en el momento presente y disfrutar de las cosas que les gustan; y III) vida con compromiso (ítems: 1, 4, 6, 7, 9, 10) se orienta hacia la participación en actividades que implican un esfuerzo y que pueden no ser agradables en el momento, pero que son valiosas a largo plazo; las personas que tienen esta orientación buscan involucrarse en actividades que les permitan crecer y desarrollarse. Todos los ítems tienen un formato de respuesta tipo Likert con cinco opciones de respuesta que van desde *Muy diferente a mí* (1) hasta *Muy parecido a mí* (5).

Para las evidencias de la validez convergente

Se utilizó una escala que tuviera la misma categoría analítica de "orientación" para determinar si las puntuaciones de ésta se correlacionan con los valores obtenidos en la OTHS. Se aplicó la *Hedonic and Eudaimonic Motives for Activities-Revised* (HEMA-R); creada por Huta y Ryan (2010); posteriormente corregida por Huta (2016) y adaptada culturalmente por Enríquez et al. (2024) a población mexicana. Este instrumento, evalúa la hedonía y eudaimonía como orientaciones para elegir actividades que precipitan el bienestar, y que son congruentes en el primer

caso, con la vida de placer, y en el segundo, con la vida con significado y compromiso. La escala contiene 10 reactivos en formato tipo Likert con siete opciones de respuesta que van de *nunca* a *siempre*. En la adaptación a población mexicana, los reactivos 2, 3, 5, 6, 7, 8 y 10 evalúan la orientación eudaimónica del bienestar a través de la autenticidad, el significado de vida, la excelencia y el crecimiento personal; el segundo factor evalúa la orientación hedónica a través de los reactivos 1, 4 y 9 que miden la búsqueda de placer como emociones positivas, sensaciones agradables y satisfacción emocional y/o visceral; y la comodidad entendida como relajación, tranquilidad y ausencia de dolor. Para la muestra de participantes (n_2), el índice global de consistencia interna obtenido (α) fue de .89; de .87 para la orientación eudaimónica y de .72 para la orientación hedónica.

Procedimiento

Para llevar a cabo la generación de evidencias de la validez de contenido a través de la concordancia del juicio de expertos (Pedrosa et al., 2013), se siguió el protocolo sugerido por Yasir (2016). Primero, tres traductores profesionales realizaron la traducción de la escala del inglés al español de manera independiente, realizando anotaciones sobre las posibles interpretaciones de los ítems. Esto ayudó a capturar la gama de significados y matices de los reactivos de la escala. Después, se llevó a cabo una sesión de discusión entre los traductores para analizar y sintetizar las discrepancias encontradas en las traducciones. Esta etapa permitió resolver ambigüedades y alcanzar un consenso sobre la mejor forma de expresar cada ítem en español. A continuación, dos especialistas bilingües, quienes su lengua materna fuera el inglés, retradujeron la escala del español al inglés para valorar que no se perdiera información crucial durante el proceso de traducción. Finalmente, se compararon la traducción y la retraducción para identificar cualquier discrepancia en el significado.

El resultado final de este proceso fue una versión de la escala, la cual fue dictaminada por un panel de siete expertos quienes evaluaron la suficiencia, claridad, coherencia y relevancia de cada ítem a través de la rúbrica sugerida por Escobar y Cuervo (2008). Los resultados obtenidos fueron analizados para estimar el nivel de

concordancia entre sus opiniones para cada una de estas categorías analíticas.

Por último, la versión final de la escala fue digitalizada y cargada en la plataforma *SurveyMonkey*. Se compartió electrónicamente a través de un enlace en las redes sociales. En la primera página de la encuesta en línea se hizo 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 se incluyó un CAPTCHA, la sección para recopilar información demográfica y luego se presentaron los ítems de las escalas (OTHS y HEMA-R). En promedio, los participantes tardaron 35 minutos en responder las preguntas. Finalmente, se procedió con el análisis de datos.

Análisis de datos

Para estimar el grado de concordancia entre las evaluaciones de los jueces para la versión final de la OTHS en español, se utilizó el cálculo del coeficiente Kappa de Cohen, el cual permite comparar las clasificaciones realizadas por los evaluadores y determinar en qué medida están de acuerdo, considerando tanto el acuerdo observado como el acuerdo esperado por azar. Esta estimación se realizó tomando en cuenta el ajuste y la estimación de Randolph (2008) a través de la *Online Kappa Calculator*.

Para analizar la estructura interna de la escala, se realizó un proceso de validación cruzada. Este proceso implicó dividir de manera aleatoria la muestra de participantes ($n=1416$) en dos submuestras ($n_1=711$; $n_2=705$) para posteriormente llevar a cabo un AFE utilizando la primera submuestra y confirmar los resultados mediante un AFC utilizando la segunda submuestra (Ondé & Alvarado, 2022).

Para n_1 se llevó a cabo un análisis de frecuencia para las categorías de respuesta en cada reactivo, la proporción de datos concentradas en una sola opción de respuesta no debe exceder más del 50% de los casos. Se estimaron los valores de asimetría y curtosis de los ítems, los cuales deben encontrarse en un rango sugerido de ± 1 para asumir una distribución cercana a la normal (Lloret-Segura et al., 2014). Se calculó el Índice de Homogeneidad corregida (IHc) para identificar la contribución de cada uno de los reactivos a la

OTHS; de acuerdo con Squires et al. (2011) se sugiere eliminar los ítems con valores <0.30 . Se cómputo el Alfa de Cronbach global y si se elimina elemento con el propósito de suprimir reactivos que pudieran mejorar la consistencia interna de la escala. Posteriormente, se llevó a cabo un análisis discriminativo de los reactivos, para determinar si los ítems pueden diferenciar a las personas con diferentes puntajes en las orientaciones hacia la felicidad. Para ello, se obtuvo el puntaje total de la escala y se estimó primer (Q1) y último cuartil (Q4). A partir de estos valores, se crearon dos grupos (Q1 y Q4) que fueron comparados en todos los reactivos a través de una prueba *t* de Student para muestras independientes.

Los ítems que tuvieron diferencias estadísticamente significativas fueron incluidos en el 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 cercana a la normal (Lloret-Segura et al., 2014). Para replicar el análisis de datos de la escala original, se optó por el mismo método - Componentes Principales con rotación Varimax- utilizado por Peterson et al. (2005) cuando crearon el instrumento. También, se obtuvo el Coeficiente 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.

Posteriormente, por medio del AP, se determinó la congruencia entre el número de factores a retener y los sugeridos por el AFE. Los criterios de Lloret-Segura et al. (2014) proponen mantener los componentes comunes que presentan 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).

A continuación, para la muestra n_2 se llevó a cabo un AFC con método de Máxima Verosimilitud para evaluar el ajuste del modelo de medida de: a) la propuesta original de Peterson et

al. (2005); y b) el modelo obtenido en el AFE. Para evaluar el ajuste del modelo de medida se tomaron en cuenta los siguientes índices: prueba de bondad de ajuste a través del cociente χ^2/df ($CMIN/DF < 3$); el Índice de Ajuste Comparativo ($CFI \geq 0.95$); el Índice Tucker-Lewis ($TLI \geq 0.95$); la Raíz Cuadrada Media Residual Estandarizada ($SRMR \leq 0.08$); y el Error Cuadrático Medio de Aproximación ($RMSEA \leq 0.06$), todos ellos interpretados de acuerdo con los parámetros sugeridos por Hu y Bentler (1999). Posteriormente se calculó el coeficiente de Fiabilidad Compuesta (FC), la Varianza Media Extraída (AVE) y los indicadores de validez discriminante.

Finalmente, para obtener evidencia de la validez convergente, se estimó el Coeficiente de correlación de Pearson entre las puntuaciones de la escala OTHS y el HEMA-R en n_2 . Los análisis fueron desarrollado en SPSS v. 26, AMOS v. 23, FACTOR y Jamovi.

Consideraciones éticas

La investigación se adhirió a los criterios éticos establecidos por la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) y la Ley General de Salud en México. Por tanto, todos los interesados fueron debidamente informados sobre la naturaleza del estudio, el propósito y la relevancia de la investigación. Se obtuvo el consentimiento informado a través de la plataforma virtual de todos los participantes, quienes debían de tener mayoría de edad, y se respetó su derecho a la libre participación, anonimato y confidencialidad de sus datos. No se proporcionaron incentivos monetarios o de cualquier otro tipo por su participación. El estudio recibió previamente la aprobación del Comité de Bioética de la Facultad de Estudios Superiores Iztacala de la UNAM con registro CE/FESI/082021/1414.

Resultados

Evidencias basadas en el contenido

Los resultados del Coeficiente Kappa de Cohen mostraron los siguientes resultados, de acuerdo con la concordancia de las opiniones de los jueces, para cada una de las categorías evaluadas: a) Suficiencia: Porcentaje de Acuerdo General (PAG)=61.64%, Kappa marginal libre=0.49 [Moderada], IC95% 0.43, 0.55]; b) Claridad:

Tabla 2. Curtosis, asimetría, IHc, consistencia interna si se elimina el reactivo y distribución porcentual las opciones de respuesta de la escala OTHS

	Reactivos	Opciones de respuesta (%)					Asim	Curt	IHc	α -EE
		1	2	3	4	5				
1	Independientemente de lo que esté haciendo siento que el tiempo pasa muy rápido	3.7	14.5	21.7	38.3	21.9	-0.51	-0.50	0.48	.85
2	Mi vida sirve a un propósito mayor	5.6	5.8	18.0	29.1	41.5	-1.01	0.26	0.59	.84
3	La vida es muy corta como para dejar pasar los placeres que puede ofrecer	3.7	7.0	25.7	38.5	25.0	-0.67	0.10	0.60	.84
4	Busco situaciones que pongan a prueba mis habilidades y destrezas	3.2	12.4	26.4	42.2	15.8	-0.51	-0.20	0.56	.85
5	Al tomar una decisión, siempre tomo en cuenta si mi acción beneficiará a otras personas	2.4	9.0	23.5	40.1	25.0	-0.62	-0.08	0.50	.85
6	Ya sea trabajando o jugando, normalmente estoy tan enfocado que no soy consciente de mí mismo	4.4	31.1	26.7	29.5	8.3	0.07	-0.89	0.20	.86
7	Siempre me concentro en lo que hago	3.0	17.4	21.0	44.3	14.3	-0.48	-0.52	0.49	.85
8	Me esfuerzo para sentirme eufórico	5.9	24.8	35.9	25.2	8.3	0.02	-0.57	0.36	.85
9	Al tomar una decisión, siempre tomo en cuenta si me puedo dejar llevar por la actividad y perderme en ella	3.5	23.2	34.9	31.8	6.6	-0.09	-0.58	0.33	.86
10	Rara vez me distrae lo que sucede a mi alrededor	9.0	31.4	28.4	25.7	5.5	0.07	-0.80	0.26	.86
11	Tengo la responsabilidad de hacer del mundo un lugar mejor	3.7	7.9	23.3	35.0	30.1	-0.70	-0.06	0.58	.85
12	Mi vida tiene un significado que trasciende	4.5	7.2	21.9	34.6	31.8	-0.79	0.04	0.64	.84
13	Al tomar una decisión, siempre tomo en cuenta si será placentera	2.5	18.1	34.3	33.6	11.4	-0.14	-0.55	0.48	.85
14	Lo que yo hago es importante para la sociedad	3.4	7.5	23.3	38.3	27.6	-0.71	0.07	0.56	.85
15	Estoy de acuerdo con esta afirmación "La vida es muy corta, así que empieza con el postre"	6.5	24.6	40.9	19.1	8.9	0.14	0.37	0.38	.85
16	Amo hacer cosas que exalten mis sentidos	3.8	15.6	26.7	36.6	17.3	-0.37	-0.55	0.55	.85
17	He pasado mucho tiempo pensando en el significado de la vida y cómo encajo en ella	5.2	10.5	24.8	35.6	23.9	-0.59	-0.30	0.33	.86
18	Para mí, la buena vida es una vida placentera	3.5	15.0	29.5	36.0	15.9	-0.33	-0.49	0.51	.85

Nota. Asim=Asimetría, Curt=Curtosis, IHc=Índice de Homogeneidad, α -EE=Alfa de Cronbach si se elimina elemento, Alfa de Cronbach=.86

PAG=73.02%, Kappa marginal libre=0.64 [Considerable], IC95% [0.48, 0.80]; c) Coherencia: PAG=89.42%, Kappa marginal libre=0.86 [Casi perfecta], IC95% [0.76, 0.96]; y d) Relevancia: PAG=86.77%, Kappa marginal libre=0.82 [Casi perfecta], IC95% [0.71, 0.93].

En síntesis y de acuerdo con el PAG (>70%) se observa que la redacción del contenido de la escala en su versión al español resultó de fácil comprensión para los jueces; los expertos consideraron que existe consistencia entre los ítems y las dimensiones que mide la escala; además, valoraron como relevantes los reactivos que conforman la OTHS para medir las orientaciones hacia la felicidad. Sin embargo, hubo menor proporción de acuerdos sobre el hecho de que los ítems no son suficientes para medir el constructo (PAG<70%).

Evidencias basadas en la estructura interna de la escala

En la Tabla 2 se observa, que para el caso de n_1 no existe ningún reactivo que haya acumulado, en alguna de sus opciones de respuesta, más del 50% de los datos. Todos los reactivos presentan una distribución de respuesta, cercana a la normal, dado el rango de valores obtenidos en la asimetría [-1.01, 0.14] y curtosis [-0.89, 0.37] y que se encuentran dentro del criterio (± 1) sugerido por Lloret-Segura et al. (2014). Al estimar el Alfa de Cronbach (α) de la escala, se obtuvo un valor de .86, que sirve como parámetro para valorar los estadísticos del α si se elimina elemento. Asimismo, la eliminación de ningún reactivo (α -EE) mejora el valor de la consistencia interna de la escala. Sin embargo, es posible observar que los reactivos 6 y 10 obtuvieron un puntaje en el IHc<0.30, lo que indica, de acuerdo con lo sugerido por Squires et al. (2011), que estos

Tabla 3. Resultados del análisis discriminativo de la escala OTHS

Reactivos	Q1 (n=173)		Q4 (n=379)		t _(gl)
	\bar{x}	D.E	\bar{x}	D.E	
1 Independientemente de lo que esté haciendo siento que el tiempo pasa muy rápido	4.31	0.75	3.21	1.10	11.949 ₍₅₆₈₎ *
2 Mi vida sirve a un propósito mayor	4.72	0.57	3.50	1.20	12.712 ₍₅₆₈₎ *
3 La vida es muy corta como para dejar pasar los placeres que puede ofrecer	4.50	0.63	3.28	1.00	14.749 ₍₅₆₈₎ *
4 Busco situaciones que pongan a prueba mis habilidades y destrezas	4.16	0.76	3.17	1.01	11.522 ₍₅₆₈₎ *
5 Al tomar una decisión, siempre tomo en cuenta si mi acción beneficiará a otras personas	4.36	0.73	3.41	0.99	11.355 ₍₅₆₈₎ *
7 Siempre me concentro en lo que hago	4.17	0.75	3.13	1.03	11.928 ₍₅₆₈₎ *
8 Me esfuerzo para sentirme eufórico	3.76	0.96	2.69	0.90	12.780 ₍₅₆₈₎ *
9 Al tomar una decisión, siempre tomo en cuenta si me puedo dejar llevar por la actividad y perderme en ella	3.75	0.91	2.84	0.90	11.059 ₍₅₆₈₎ *
11 Tengo la responsabilidad de hacer del mundo un lugar mejor	4.53	0.67	3.36	1.07	13.215 ₍₅₆₈₎ *
12 Mi vida tiene un significado que trasciende	4.63	0.57	3.34	1.11	14.489 ₍₅₆₈₎ *
13 Al tomar una decisión, siempre tomo en cuenta si será placentera	4.12	0.73	2.92	0.89	15.451 ₍₅₆₈₎ *
14 Lo que yo hago es importante para la sociedad	4.47	0.72	3.38	1.04	12.536 ₍₅₆₈₎ *
15 Estoy de acuerdo con esta afirmación "La vida es muy corta, así que empieza con el postre"	3.68	0.97	2.62	0.89	12.238 ₍₅₆₈₎ *
16 Amo hacer cosas que exalten mis sentidos	4.25	0.74	3.05	1.02	13.848 ₍₅₆₈₎ *
17 He pasado mucho tiempo pensando en el significado de la vida y cómo encajo en ella	4.15	0.89	3.30	1.14	8.693 ₍₅₆₈₎ *
18 Para mí, la buena vida es una vida placentera	4.26	0.71	3.05	0.99	14.485 ₍₅₆₈₎ *

Nota. Q1=Primer cuartil; Q4=Cuarto cuartil; * $p < .001$; en la tabla no se muestran los valores para los reactivos 6 y 10, ya que no fueron considerados por obtener valores $IHC < 0.30$ y por no afectar su omisión a la consistencia interna global de la escala.

Tabla 4. Resultados del Análisis Factorial Exploratorio e índices de confiabilidad de la escala OTH

Ítem	\bar{x} (D.E)	Factores		
		(I) Vida con Significado (λ)	(II) Vida de Placer (λ)	*-- (λ)
12	2.18 (1.09)	0.861	--	--
2	2.05 (1.15)	0.824	--	--
14	2.21 (1.03)	0.809	--	--
11	2.20 (1.06)	0.810	--	--
5	2.24 (1.00)	0.685	--	--
7	2.50 (1.03)	^a 0.604	--	-0.383
4	2.45 (1.00)	^b 0.544	0.358	--
15	3.01 (1.02)	--	0.741	--
18	2.54 (1.03)	--	0.712	--
13	2.67 (0.98)	--	0.697	--
16	2.52 (1.06)	0.307	^c 0.664	--
3	2.26 (1.02)	0.399	^d 0.601	--
8	2.95 (1.03)	--	^e 0.565	0.486
9	2.85 (0.96)	--	0.486	--
1	2.40 (1.09)	0.335	^f 0.473	--
17	2.38 (1.11)	0.316	--	^g 0.710
% VE		27.18	21.11	7.14
α		0.876	0.829	--
ω		0.880	0.834	--

Nota. *La omisión de una tercera dimensión se basó en la congruencia teórica y los valores de λ de los reactivos 7 y 8, que fueron asignados a los factores 1 y 2, respectivamente. Esto resultó en el reactivo 17 siendo el único ítem que dado los valores de λ fue ubicado en el factor 3, situación que fue insuficiente para configurar una dimensión del constructo. Los reactivos identificados con los superíndices "a" y "b" se clasificaron en la dimensión de "significado", mientras que los reactivos con superíndices "c", "d", "e" y "f" se consideraron para la dimensión de "placer". Finalmente, el reactivo con superíndice "g" se ubicó en el tercer factor con base a criterios teóricos y valores de λ .

reactivos tienen una correlación marginal con el resto de los ítems de la escala para medir el constructo. Dado este resultado en el IHC y que omitir estos dos reactivos no afecta el valor del Alfa de Cronbach global de la escala (α -EE), se eliminaron, motivo por el cual no fueron considerados para el análisis discriminativo.

En la Tabla 3 se presentan los resultados del análisis discriminativo de los reactivos que conforman la escala. Se observa, que en todos los

ítems existen diferencias estadísticamente significativas al comparar las medias obtenidas en Q1 (el grupo de individuos con puntuaciones más bajas) y Q4 (el grupo de individuos con puntuaciones más altas). Esto indica que los reactivos permiten diferenciar a las personas quienes tienen puntajes altos y bajos en la escala.

Dado estos resultados, se procedió a estimar el AFE con 16 reactivos. Se obtuvo un valor del índice KMO de 0.898 y la prueba de esfericidad de

Bartlett fue estadísticamente significativa ($p < .001$). Este resultado mostró la pertinencia de los datos para estimar el AFE. Este análisis identificó tres factores que explican el 55.45% de la varianza total (Tabla 4). Sin embargo, el AP sugiere retener solo dos factores -vida con significado y vida de placer-, ya que solo fue posible extraer dos autovalores (40.12 y 14.78) mayores a los correspondientes para las medias (12.66 y 11.64) y el percentil 95 (14.82 y 13.42) de los autovalores obtenidos al azar.

Las evidencias para asumir una solución factorial de dos factores se encuentra en la justificación teórica y estadística. En el primer caso, Waterman (1993) apuntó que los estados de flujo que representan la vida con compromiso son experiencias inherentes en las orientaciones hacia la vida de placer y vida con significado, por tal motivo, el tercer factor que representa la vida con compromiso podría no tener relevancia. En el segundo caso, la justificación estadística se encuentra en la obtención de cargas factoriales cruzadas en los reactivos que conforman el tercer factor (Tabla 4).

El tercer factor, retuvo un ítem de cada una de las dimensiones sugeridas por Peterson et al. (2005) en la OTHS (un reactivo para la vida con significado [ítem 17], otro para la vida de placer [ítem 8]; y uno más para la vida con compromiso [ítem 7]). Esta dimensión, con tres reactivos, no permite discernir con precisión alguna de las tres orientaciones de la felicidad que la escala original sugiere; a diferencia del factor 1 y 2, que bien representan la vida con significado y la vida de placer, y donde se combinan algunos elementos de la orientación de vida con compromiso como lo sugiere el posicionamiento de Waterman (1993). Para evitar eliminar los tres reactivos de la escala que conforman el factor 3; y afectar así la validez y confiabilidad del instrumento, se tomó en cuenta el valor de la carga factorial y la congruencia teórica con los factores 1 y 2; sugerencia de Ledesma et al. (2019) quienes señalan la importancia de considerar en la matriz factorial, tanto los aspectos teóricos, como estadísticos para generar la interpretación del resultado.

Para determinar si las cargas factoriales (λ) cruzadas eran altas (>0.50) o bajas (<0.30) en un factor, se tomó en cuenta lo sugerido por Rogers (2022). Así, en la Tabla 4 se observa que el reactivo

7 tiene un valor de λ alto y presenta congruencia teórica con el factor 1 en comparación con el factor 3 ($\lambda=0.604 > -0.383$). En la misma situación se encuentra el reactivo 8, donde λ es alta para el factor 2 y muestra coherencia teórica en comparación con el factor 3 ($\lambda=0.565 > 0.486$). Sin embargo, el reactivo 17, presenta un valor de λ bajo en el factor 1, pero alto en factor 3 ($\lambda=0.316 < 0.710$). Siguiendo la misma regla de análisis, este reactivo tendría que mantenerse en el factor 3, siendo el único ítem para esta dimensión. Sin embargo, de acuerdo con Li et al. (2020) para garantizar la estabilidad y confiabilidad de la estructura de un factor, se requiere al menos tres ítems. Razón por la cual, se podría tornar pertinente suprimir el factor 3, y en consecuencia el reactivo 17, dado que no es posible reunir el mínimo de ítems para configurar la dimensión.

De acuerdo con este razonamiento y en concordancia con los resultados del AP, la estructura factorial del instrumento se podría representar mediante dos factores distintos: a) vida con significado, que explica el 27.18% de la varianza ($\alpha=.87$, $\omega=.88$); y b) vida de placer, que explica el 21.11% de la variabilidad de los datos ($\alpha=.82$, $\omega=.83$). En conjunto, estos dos factores cubren el 48.29% de la varianza total, con índices generales de confiabilidad α y ω de 0.89. Esta estructura factorial es congruente con los hallazgos del AP, que sugiere mantener solo dos factores. Con esta solución, se observa una correlación estadísticamente significativa de 0.43 ($p < .001$) entre ambas dimensiones de la escala.

Para confirmar la estructura interna de la OTHS y concluir con el proceso de validación cruzada, se llevó a cabo un AFC con n_2 . Para iniciar, se probó el supuesto de normalidad multivariada en los datos, a través del Coeficiente de Mardia; donde si el resultado del coeficiente de curtosis multivariada es $< p(p+2)$ -siendo p el número de variables observadas- entonces se asume que existe normalidad multivariada (Bollen, 1989). Se obtuvo $27.40 < p(p+2) = 34$, con lo cual se asume este supuesto. Confirmada esta propiedad, se procedió con la estimación del ajuste del modelo de medida.

En la Tabla 5 se muestra la comparación de los índices de ajuste y error de tres modelos: I) conformado por 18 reactivos, modelo de medida

Tabla 5. Índices de bondad de ajuste y de error de tres modelos de medida de la OTHS en n₂

Modelo	*Criterios de interpretación				
	< 3	≥ 0.95	≥ 0.95	≤ 0.08	≤ 0.06
	CMIN/DF	CFI	TLI	SRMR	RMSEA [IC 95%]
I	6.074	.871	.851	.077	.085 [.079, .091]
II	6.226	.901	.883	.079	.086 [.079, .093]
III	5.068	.930	.913	.075	.076 [.068, .084]

Nota. *Los criterios de los índices de ajuste y error son los sugeridos por Hu y Bentler (1999).

sugerido en la versión original de la OTHS creada por Peterson et al. (2005); II) configurado por 15 reactivos, producto del AFE en n₁, donde no se incluyeron los reactivos 6, 10 y 17; y III) se recuperó la misma estructura factorial del modelo II pero tomando en cuenta los índices de modificación -correlación entre los errores (e) de las variables observadas: e₈ ↔ e₁₈; e₁₅ ↔ e₁₁; e₄ ↔ e₇.

De acuerdo con los resultados expuestos en la Tabla 5, el Modelo III presenta un mejor ajuste, en comparación con el Modelo I y II; sin embargo, los indicadores de bondad de ajuste no son del todo satisfactorios en relación con los valores sugeridos por Hu y Bentler (1999).

Dado estos resultados, para este último modelo se estimó el coeficiente de FC siendo aceptable (FC>0.70) de acuerdo con el criterio sugerido por Viladrich et al. (2017). Además, se determinó la Varianza Media Extraída (AVE) del modelo de medida, que actúa como indicador de validez convergente, evaluando si los indicadores propuestos miden adecuadamente el constructo. De acuerdo con el criterio de Fornell y Larcker (1981), se obtuvieron valores aceptables de la AVE (>0.50) para el factor de vida con significado, pero no para la vida de placer, quedando marginalmente por debajo del parámetro sugerido ($\Delta_{AVE}=0.083$) (Tabla 6).

Tabla 6. Estimaciones de la FC, AVE y evidencia de validez discriminante de la OTHS en n₂

Variables latentes	FC	AVE	Vida con significado	Vida de placer
Vida con significado	0.877	0.517	0.719	
Vida de placer	0.830	0.417	0.468*	0.646

Nota. FC=Fiabilidad Compuesta; AVE=Varianza Media Extraída; * p<.001

Por otro lado, para discutir que tan diferente es un constructo de otro, en términos empíricos, es posible valorar las evidencias de validez discriminante. Fornell y Larcker (1981) indican

que para obtener un indicador estadístico de ello es posible calcular la raíz cuadrada de la AVE, que debe ser mayor que la correlación entre los constructos. Así, en la Tabla 7 se observa que los valores de $\sqrt[3]{AVE}_{Significado}=0.719$ y $\sqrt[3]{AVE}_{Placer}=0.646$ es superior al coeficiente de correlación entre factores ($r=0.468$ p<.001), lo que evidencia la validez discriminante.

Evidencias basadas en la convergencia de dos medidas diferentes

Finalmente, para aportar evidencias de la validez convergente se estimó el grado de asociación entre la puntuación de la OTHS y de otra medida similar que fue considerada como criterio (HERMA-R). Ambas escalas miden la categoría de orientación hacia la felicidad desde un posicionamiento hedónico y eudaimónico. Se observa en la Tabla 7, que las dimensiones de ambas escalas se encuentran significativamente correlacionadas, a excepción de las actividades hedónicas (HEMA-R) con la orientación de la vida con significado (OTHS).

Tabla 7. Coeficientes de correlación con IC95% entre las dimensiones del OTHS y HEMA-R en n₂

OTHS	HEMA-R	
	Actividades eudaimónicas	Actividades hedónicas
Vida con significado	*.155 [IC95%=-.065, .248]	-.019 [IC95%=-.110, .074]
Vida de placer	*.275 [IC95%=.174, .375]	*.087 [IC95%=-.002, .174]

Nota. *p<.001

Discusión

En diferentes estudios se ha evidenciado que las propiedades psicométricas de la OTHS varían de acuerdo con el contexto cultural (cf. Alper-Köse, 2014; Anić & Tončić, 2013; Ruch et al., 2010; Schueller & Seligman, 2010). En la literatura se observa un considerable interés en examinar su estructura interna, confiabilidad y validez en

muestras representativas de América del Norte, Europa y Asia. Sin embargo, existe poca evidencia del funcionamiento de la OTHS en grupos latinos, siendo los participantes que conforman estas muestras, menos del 1% en estudios transculturales (Park et al., 2009; Schueller & Seligman, 2010).

Los resultados del presente estudio pretenden contribuir con la generación de evidencia empírica que permita discutir las propiedades psicométricas de la escala y su aplicabilidad en un contexto lingüístico y social distinto al previsto originalmente para la OTHS. En primer lugar, es importante mencionar la relevancia de exponer las evidencias sobre el resultado del proceso de traducción-retraducción-ajuste con el fin de evaluar si la escala es culturalmente sensible y lingüísticamente adecuada para la población mexicana (AERA, APA & NCME, 2014). Si bien no se suele brindar mucha información sobre estas evidencias en las investigaciones, excepto en casos excepcionales (Alper-Köse, 2014; Martin-Krumm et al., 2014); los resultados obtenidos muestran, según la consistencia de las opiniones de los expertos, que los ítems de la OTHS son comprensibles y relevantes para medir el constructo en cuestión, además de ser coherentes con la TAF y las orientaciones que sugiere. Sin embargo, el PAG entre los jueces alcanzó el 61.64% para la categoría de suficiencia. Este hallazgo sugiere que los ítems propuestos en la escala no logran capturar complementamente la complejidad del constructo para los mexicanos.

Las relaciones sociales y las emociones positivas están intrínsecamente ligadas con la felicidad en Latinoamérica, arraigadas en la herencia histórica y cultural de los pueblos precolombinos; motivo por el cual Rojas (2018) sugiere incorporar estos elementos en la comprensión de la felicidad en esta región del mundo. Investigaciones con redes semánticas han demostrado que palabras como "alegría", "familia", "amor", "satisfacción", "gozo", "tranquilidad" y "paz" están estrechamente asociadas con la concepción de la felicidad en los mexicanos (Enríquez et al., 2018). Estos hallazgos concuerdan con los resultados de Flores (2023), quien identificó "amor", "familia" y "alegría" como los principales nodos para representar la felicidad en el mismo grupo cultural. Además, al categorizar las palabras, se observó que las relaciones

interpersonales (familia, trabajo, amigos, mascotas), los recursos (salud, dinero, economía) y las actividades (música, comidas, reuniones) son los términos que mejor reflejan la felicidad para los mexicanos. Se hace especial énfasis en que más de la mitad de los nodos corresponden a actividades fuera del hogar que implican interacción social y afecto.

La OTHS carece de reactivos que aborden las relaciones interpersonales, las respuestas emocionales relevantes y actividades significativas que se constituyen para los mexicanos, como referentes de la felicidad (Enríquez et al., 2018; Flores, 2023). Sin transgredir la categoría analítica de "orientación" (Huta, 2016; 2018) bajo la cual se sustenta la escala (Peterson et al., 2005); se torna factible seguir refinando, a partir de estos elementos, las traducciones de los reactivos o probar la incorporación de algunos ítems complementarios, ya que el objetivo no es replicar el cuestionario original reactivo por reactivo; sino reproducir la construcción teórica original de la escala en otro contexto cultural (Martin-Krumm et al., 2014). Esta línea de análisis, podría contribuir con la suficiencia de la escala, que de acuerdo con los expertos que participaron en la investigación, requiere ser trabajada.

El segundo punto a discutir, es la discordancia encontrada en la estructura interna de la escala en relación con otras culturas. La solución factorial original de la OTHS sugerida por Peterson et al. (2005) es tripartita; sin embargo, los resultados expuestos en este estudio revelan solo dos factores -vida con significado y vida de placer-; ya que los reactivos del factor denominado "vida con compromiso", cargaron en las primeras dos dimensiones; y el resto de los ítems presentaron cargas factoriales cruzadas con valores de λ superiores a 0.50 en la vida de placer y vida con significado. Estos resultados son congruentes con muestras croatas (Anić & Tončić, 2013) y con la versión abreviada para españoles (Lorente et al., 2019). No obstante, existe discrepancia con otros grupos culturales donde el tercer factor se mantiene, por ejemplo con norteamericanos (Peterson et al., 2005), alemanes (Ruch et al., 2010; Ruch et al., 2014), hongkoneses (Chan, 2009), húngaros (Szondy & Martos, 2014), japoneses (Kumano, 2011), rusos (Alper-Köse, 2014), eslovenos (Avsec & Kavčič, 2012), taiwaneses

(Chen et al., 2010) y ucranianos (Kryvenko & Petryk, 2019).

El resultado bidimensional encontrado en la estructura interna de la escala podría apoyar tres explicaciones: I) para Gaston-Breton et al. (2021) el concepto de flujo es teórica y empíricamente diferente de la hedonía y la eudaimonía, contribuyendo menos a la felicidad; motivo por el cual podría no ser representativo como orientación hacia la felicidad; II) las experiencias de flujo son difíciles de lograr en la vida cotidiana debido a las condiciones que lo precipitan, por tanto, no se puede esperar que la mayor parte del tiempo las personas se encuentren en estados de flujo (Anić & Tončić, 2013); lo que podría dificultar identificar y valorar estas experiencias a través de los reactivos de la escala; y III) Lorente et al. (2019) opinan que existe un problema con esta tercera dimensión, ya que sus reactivos se expresan en términos de experiencias y comportamientos; y no a través de los indicadores que representarían la categoría analítica de orientación (Huta, 2016; 2018). Esto tendría implicaciones en la estructura interna de la escala, ya que los reactivos sugeridos para la vida con compromiso no estarían midiendo una orientación hacia la felicidad sino experiencias de flujo.

Estas explicaciones adquieren relevancia cuando se observa que en los análisis previos al AFE, los ítems 6 y 10 pertenecientes al factor de vida con compromiso fueron eliminados al obtener valores del $IH_c < 0.30$. Esto evidencia una correlación baja de estos reactivos con la puntuación total de la escala; lo que significa que estos ítems no están contribuyendo significativamente a medir las orientaciones hacia la felicidad. En esta línea de análisis, sería posible apoyar el trabajo de Waterman (1993) quien ha planteado la hipótesis de que el flujo se puede experimentar cuando se realizan actividades hedónicas o eudaimónicas; ya que es un estado que puede caracterizar tanto el comportamiento hedónico como el eudaimónico; y que es congruente con lo señalado por Lorente et al. (2019) y Martin-Krumm et al. (2014).

Además, Henderson et al. (2013) señalan que los reactivos de "vida con compromiso" podrían estar midiendo aspectos propios de la eudaimonía, dificultando así la distinción clara entre este factor y la "vida con significado". Esto explicaría las

cargas factoriales cruzadas de los ítems 7 y 4, originalmente destinados a valorar la "vida con compromiso", pero que en nuestro estudio cargaron en la "vida con significado". Además, los ítems 9 y 1, inicialmente creados para evaluar "vida con compromiso", cargaron en "vida de placer". Este resultado, junto con el posicionamiento de Henderson et al. (2013), apoyan la postura de Waterman (1993) de que el flujo se puede experimentar cuando se realizan también actividades hedónicas.

Al evaluar la consistencia interna de la vida con compromiso, en una estructura factorial tripartida, en otras culturas (Alper-Köse, 2014; Chen, 2010; Kryvenko & Petryk, 2019; Kumano, 2011; Martin-Krumm et al., 2014; Ruch et al., 2010, Ruch et al., 2014; Szondy & Martos, 2014), se obtienen valores de α entre .60 y .66; lo que resulta inaceptable para Bland y Altman (1997) quienes sugieren un criterio de $\alpha < .70$. Esto evidencia que existen algunos problemas con los reactivos de esta dimensión para medir esta orientación hacia la felicidad en diversos grupos culturales.

De acuerdo con nuestros resultados, la OTHS se reduciría a dos dimensiones en lugar de tres como se planteó originalmente. Ambos factores explicarían, en la muestra de mexicanos, el 48.29% de la varianza total. Los análisis de AP y AFC respaldaron esta adaptación de la estructura factorial, proporcionando evidencia estadística adicional que no fue considerada por Peterson et al. (2005) quienes, al desarrollar la escala, solo estimaron un AFE (Chen et al., 2010).

La reespecificación del modelo es una práctica común en la investigación, especialmente debido a diferencias culturales y problemas con ciertos reactivos para medir el constructo. A través de la previa justificación teórica y estadística, en los estudios de adaptación cultural de la OTHS se suelen eliminar ítems para mejorar el ajuste del modelo (Anić & Tončić, 2013; Chen et al., 2010; Gaston-Breton et al., 2021; Kumano, 2011; Martin-Krumm et al., 2014) y establecer covarianzas entre los errores de las variables observadas (Alper-Köse, 2014; Chen, 2010).

En este modelo bidimensional sugerido por el AFE y el AP; fue necesario eliminar los reactivos 6, 10 y 17 consiguiendo una adaptación de la OTHS con 15 reactivos y tres errores de medida correlacionados ($e_8 \leftrightarrow e_{18}$; $e_{15} \leftrightarrow e_{11}$; $e_4 \leftrightarrow e_7$).

Este modelo de medida (Modelo III) fue el que mejor ajuste tuvo en comparación con el modelo original sugerido por Peterson et al. (2005) (Modelo I) y del modelo bidimensional de 15 reactivos sin reespecificación (Modelo II).

Aunque los valores del CFI y TLI del Modelo III no alcanzaron los valores ≥ 0.95 recomendados por Hu y Bentler (1999), estimaciones ≥ 0.90 podrían considerarse aceptables en muestras grandes (Finch & West, 1997). No obstante, es importante reconocer que, con estos resultados, el modelo de medida no se ajusta completamente a los datos observados. Resultados similares se han reportado en otros grupos culturales (Alper-Köse, 2014; Chen, 2010; Chen et al., 2010; Martin-Krumm et al., 2014), donde los valores de CFI oscilan entre 0.90 y 0.94. En otras muestras de Europa del Este estos valores son aun más bajos, ya que oscilan entre 0.82 y 0.85 (Avsec & Kavčič 2012; Szondy & Martos, 2014).

Respecto a los índices de error, el modelo cumple con el valor esperado en SRMR (≤ 0.08) según Hu y Bentler (1999), pero no en RMSEA (≤ 0.06), presentando una diferencia marginal ($\Delta_{RMSEA} = 0.016$). Este hallazgo sugiere un ajuste razonable del modelo (Browne & Cudeck, 1992), aunque es evidente una discrepancia entre las covarianzas observadas y las predichas por el modelo.

Los resultados de la confiabilidad compuesta se mantuvieron similares entre las muestras n_1 y n_2 . En cuanto a la validez discriminante, los valores de \sqrt{AVE} en ambos factores fueron mayores que el coeficiente de correlación entre las dimensiones sugeridas por el Modelo III. Esto evidencia que las orientaciones hacia la felicidad identificadas en la solución factorial son distintas y fácilmente distinguibles en el modelo de medida. No obstante, estas orientaciones no son simplemente un resultado del análisis, sino que reflejan las dos posturas filosóficas predominantes que respaldan los estudios sobre felicidad: hedonismo y eudaimonía. En el contexto de la investigación empírica estos marcos se encuentran claramente diferenciados y sirven como fundamentos para entender las diferentes dimensiones de la felicidad (Huta & Ryan, 2010; Huta, 2016; Huta, 2018; Taquet et al., 2016; Tov, 2018).

Respecto al análisis de convergencia entre los reactivos y los factores, la dimensión de "vida con

significado" presenta valores superiores a 0.50, cumpliendo con el criterio sugerido por Fornell y Larcker (1981). No obstante, la dimensión "vida de placer" ($AVE = 0.417$) se sitúa por debajo de este umbral, indicando una convergencia moderada de los reactivos con este constructo y explicando solo el 41.7% de la varianza en esta dimensión. Henderson et al. (2013) plantean que la dimensión "vida de placer" podría evidenciar una falta de validez de contenido, ya que sus reactivos no parecen reflejar con precisión el constructo de hedonía. En lugar de ello, reflejan impulsividad para postergar el placer y actitud para buscar placer, sin abordar la categoría analítica de *orientación*. Esta observación podría ofrecer una explicación tentativa al valor obtenido en la AVE de esta dimensión; al mismo tiempo que brinda un área de oportunidad para su refinamiento.

Finalmente, las evidencias de la validez convergente muestran una correlación entre los factores de la OTHS con la escala HERMA-R, excepto entre actividades hedónicas y vida con significado. Este mismo resultado fue obtenido en el estudio de Huta y Ryan (2010) argumentando que el resultado es el esperado dada la intrínseca relación teórica que existe entre una orientación de vida de placer con la búsqueda de actividades hedónicas, y viceversa, una vida con significado que orienta a la búsqueda de actividades eudaimónicas. Así, existe una relación entre estas dos medidas que evalúan orientaciones hacia la felicidad y hacia actividades hedónicas y eudaimónicas.

En conclusión, se logró un ajuste moderadamente razonable de la OTHS para la muestra de participantes mexicanos, con dos factores y 15 reactivos, lo que indica una discrepancia con el modelo original de la escala. A la luz de estas evidencias, es crucial continuar adaptando la escala tanto para la población mexicana como para los latinos en general. Es fundamental ampliar la investigación en Latinoamérica para evaluar la relevancia de incorporar elementos culturales y contextuales que puedan referenciar de manera más precisa las orientaciones hacia la felicidad, considerando las particularidades regionales. Esto implica realizar ajustes estadísticos para asegurar la validez y confiabilidad en este contexto específico. Estudios adicionales no solo mejorarán la comprensión de

las diversas perspectivas culturales sobre la felicidad, sino que también aumentarán la utilidad de la escala en otros contextos con mayor precisión.

Referencias

- Abuhamdeh, S. (2020). Investigating the "flow" experience: Key conceptual and operational issues. *Frontiers in Psychology, 11*, Article e158. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00158>
- Alper-Köse, İ. (2014). Psychometric properties of the orientations to happiness scale and measurement invariance between samples of turkish and russian university students. *Social Indicators Research, 122*(3), 945-959. <https://doi.org/10.1007/s11205-014-0721-8>
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education ([AERA, APA & NCME], 2014). *Standards for educational and psychological testing*. American Educational Research Association. American Psychological Association.
- Anić, P., & Tončić, M. (2013). Orientations to happiness, subjective well-being and life goals. *Psihologijske Teme, 22*(1), 135-153. <https://psycnet.apa.org/record/2013-16345-007>
- Avsec, A., & Kavčič, T. (2012). Merske značilnosti slovenske oblike Vprašalnika usmerjenosti k sreči (OTH). *Horizons of Psychology, 21*(1), 7-18. <https://doi.org/10.20419/2012.21.354>
- Bartels, M. (2015). Genetics of wellbeing and its components satisfaction with life, happiness, and quality of life: A review and meta-analysis of heritability studies. *Behavior Genetics, 45*(2), 137-156. <https://doi.org/10.1007/s10519-015-9713-y>
- Bastos-Andrade, L. (2023). La primera propuesta de Martin Seligman acerca de la felicidad. *Metafísica y Persona, (30)*, 99-113. <https://doi.org/10.24310/Metyper.2023.vi30.17371>
- Bland, J. M., & Altman, D. G. (1997). Cronbach's alpha. *BMJ (Clinical research ed.), 314*(7080), 572. <https://doi.org/10.1136/bmj.314.7080.572>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. John Wiley & Sons, Inc.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research, 21*(2), 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Campbell, S., Greenwood, M., Prior, S., Shearer, T., Walkem, K., Young, S., Bywaters, D., & Walker, K. (2020). Purposive sampling: Complex or simple? Research case examples. *Journal of Research in Nursing, 25*(8), 652-661. <https://doi.org/10.1177/1744987120927206>
- Chan, D. W. (2009). Orientations to happiness and subjective well-being among Chinese prospective and in-service teachers in Hong Kong. *Educational Psychology, 29*(2), 139-151. <https://doi.org/10.1080/01443410802570907>
- Chen, G. H. (2010). Validating the orientations to happiness scale in a chinese sample of university students. *Social Indicators Research, 99*(3), 431-442. <https://doi.org/10.1007/s11205-010-9590-y>
- Chen, L. H., Tsai, Y. M., & Chen, M. Y. (2010). Psychometric analysis of the orientations to happiness questionnaire in taiwanese undergraduate students. *Social Indicators Research, 98*(2), 239-249. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9473-2>
- Duan, W., Klibert, J., Schotanus-Dijkstra, M., Llorens, S., van den Heuvel, M., Mayer, C. H., Tomasulo, D., Liao, Y., & van Zyl, L. E. (2022). Positive psychological interventions: how, when and why they work: Beyond weird contexts. *Frontiers in Psychology, 13*, 1021539. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1021539>
- Enríquez, D., Arias, B., Sánchez, R., Briceño, I., Chala, M., Bustos, J., & Martínez, T. (2018). *Significado psicológico de la felicidad: Estudio comparativo entre mujeres y hombres mexicanos*. Ponencia presentada en el X Congreso Chileno de Sociología Pre-Alas, Iquique, Chile.
- Enríquez, D., Baéz, L., Sánchez, R., & Arias, B. (2024). Propiedades psicométricas de la escala de motivos hedónicos y eudaimónicos de actividades (HEMA-R) en mexicanos y colombianos. *Revista Iberoamericana de*

- Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 71(1), 149-167.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP71.1.11>
- Escobar, J., & Cuervo, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: Una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6(1), 27-36.
<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2981181>
- Finch, J. F., & West, S. G. (1997). The investigation of personality structure: statistical models. *Journal of Research in Personality*, 31(4), 439-485.
<https://doi.org/10.1006/jrpe.1997.2194>
- Flores, O. (2023). ¿Cuál es la definición de felicidad de habitantes de la Ciudad de México? *Revista Digital Internacional de Psicología y Ciencia Social*, 9(1), Artículo e.9.1.2023.502e912023502.
<https://doi.org/10.22402/j.rdiyps.unam>
- Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
<https://doi.org/10.2307/3151312>
- 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>
- Gaston-Breton, C., Lemoine, J. E., Voyer, B. G., & Kastanakis, M. N. (2021). Pleasure, meaning or spirituality: Cross-cultural differences in orientations to happiness across 12 countries. *Journal of Business Research*, 134, 1-12.
<https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.05.013>
- Henderson, L. W., Knight, T., & Richardson, B. (2013). The hedonic and eudaimonic validity of the orientations to happiness scale. *Social Indicators Research*, 115(3), 1087-1099.
<https://doi.org/10.1007/s11205-013-0264-4>
- Hendriks, T., Warren, M. A., Schotanus-Dijkstra, M., Hassankhan, A., Graafsma, T., Bohlmeijer, E., & de Jong, J. (2019). How weird are positive psychology interventions? a bibliometric analysis of randomized controlled trials on the science of well-being. *The Journal of Positive Psychology*, 14(4), 489-501.
<https://doi.org/10.1080/17439760.2018.1484941>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hussain, M., Kho, C., Main, A., & Zawadzki, M. J. (2021). Horizontal collectivism moderates the relationship between in-the-moment social connections and well-being among latino/a college students. *Journal of Immigrant and Minority Health*, 23(5), 1001-1010.
<https://doi.org/10.1007/s10903-021-01143-5>
- Huta, V. (2016). Eudaimonic and hedonic orientations: Theoretical considerations and research findings. En J. Vittersø (Ed.) *Handbook of Eudaimonic Well-Being* (pp. 215-231). Springer.
https://doi.org/10.1007/978-3-319-42445-3_15
- 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.
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>
- Kirchherr, J., & Charles, K. (2018). Enhancing the sample diversity of snowball samples: Recommendations from a research project on anti-dam movements in southeast Asia. *PloS One*, 13(8), Article e0201710.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0201710>
- Krys, K., Vignoles, V. L., Schubert, T. W., Saucier, G., Gorrese, A., & Maricchiolo, F. (2020). Outside the “cultural binary”: Evidence for regional variation in self-construals within Latin America. *Journal of Personality and Social Psychology*, 118(6), 1167-1187.
<https://doi.org/10.1037/pspp0000257>
- Kryvenko, I., & Petryk, G. (2019). Subjective dimension of mental health: Psychometric properties of the ukrainian version of

- orientation to happiness scale. *European Journal of Interdisciplinary Studies*, 11(2), 26-40. <https://doi.org/10.24818/ejis.2019.07>
- Kumano, M. (2011). Orientations to happiness in Japanese people: Pleasure, meaning, and engagement. *The Japanese Journal of Psychology*, 81(6), 619-624. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.81.619>
- 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*, 53(3), 173-180. <https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.13>
- Li, Y., Wen, Z., Hau, K. T., Yuan, K. H., & Peng, Y. (2020). Effects of cross-loadings on determining the number of factors to retain. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 1-23. <https://doi.org/10.1080/10705511.2020.1745075>
- 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.33.2.270211>
- Lorente, L., Tordera, N., & Peiró, J. M. (2019). Measurement of hedonic and eudaimonic orientations to happiness: The Spanish orientations to happiness scale. *The Spanish Journal of Psychology*, 22. <https://doi.org/10.1017/sjp.2019.12>
- Martin-Krumm, C., Kern, L., Fontayne, P., Romo, L., Boudoukha, A. H., & Boniwell, I. (2014). French adaptation of the orientation to happiness scale and its relationship to quality of life in French students. *Social Indicators Research*, 124(1), 259-281. <https://doi.org/10.1007/s11205-014-0774-8>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- 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>
- Park, N., Peterson, C., & Ruch, W. (2009). Orientations to happiness and life satisfaction in twenty-seven nations. *The Journal of Positive Psychology: Dedicated to furthering research and promoting good practice*, 4(4), 273-279. <https://doi.org/10.1080/17439760902933690>
- Pedrosa, I., Suárez-Álvarez, J., & García-Cueto, E. (2013). Evidencias sobre la validez de contenido: Avances teóricos y métodos para su estimación. *Acción Psicológica*, 10(2), 3-18. <https://doi.org/10.5944/ap.10.2.11820>
- 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>
- Randolph, J. J. (2008). Online kappa calculator [Computer software]. <http://justusrandolph.net/kappa/>
- Rogers, P. (2022). Mejores prácticas para su análisis factorial exploratorio: Un tutorial factorial. *Revista Administración Contemporánea*, 26(6), Artículo e210085. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2022210085.en>
- Rojas, M. (2018). Happiness in Latin America has social foundations. En J. F. Helliwell, R. Layard & J. D. Sachs (Eds.) *World happiness report 2018* (pp. 114-145). Recuperado de https://s3.amazonaws.com/happiness-report/2018/WHR_web.pdf
- Romaní-Rivera, A., Gálvez-Mozo, A., & Tirado-Serrano, F. (2023). The imperative of happiness in positive psychology: Towards a psychopolitics of wellbeing. *New Ideas in Psychology*, 72, 101058. <https://doi.org/10.1016/j.newideapsych.2023.101058>
- Ruch, W., Harzer, C., Proyer, R. T., Park, N., & Peterson, C. (2010). Ways to happiness in German-speaking countries. The adaptation of the German version of the orientations to happiness questionnaire in paper-pencil and internet samples. *European Journal of Psychological*, 26(3), 227-234. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000030>
- Ruch, W., Martínez-Martí, M. L., Heintz, S., & Brouwers, S. A. (2014). Short form of the orientations to happiness questionnaire for the

- german-speaking countries. *Swiss Journal of Psychology*, 73(4), 225-234.
<https://doi.org/10.1024/1421-0185/a000141>
- San Martín, J., Perles, F., & Canto, J. M. (2010). Life satisfaction and perception of happiness among university students. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(2), 617-628.
<https://doi.org/10.1017/s1138741600002298>
- Saricam, H., & Canatan, A. (2015). The adaptation, validation, reliability process of the turkish version orientations to Happiness Scale. *Üniversitepark Bülten*, 4(1-2), 7-15.
<https://doi.org/10.12973/unibulletin.412.1>
- Schueller, S. M., & Seligman, M. E. P. (2010). Pursuit of pleasure, engagement, and meaning: relationships to subjective and objective measures of well-being. *The Journal of Positive Psychology*, 5(4), 253-263.
<https://doi.org/10.1080/17439761003794130>
- Scorsolini-Comin, F., Fontaine, A. M. G. V., Koller, S. H., & dos Santos, M. A. (2011). From authentic happiness to well-being: The paradigm shift of positive psychology. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 26(4), 663-670.
<https://doi.org/10.1590/S0102-79722013000400006>
- Seligman, M. (2011). *Florecer. La nueva Psicología Positiva y la búsqueda del bienestar*. Océano.
- Seligman, M. (2018). *La auténtica felicidad*. Penguin Random House.
- Soper, D. S. (2021). A-priori sample size calculator for structural equation models [Software].
<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>
- Szondy, M., & Martos, T. (2014). The three faces of happiness: Psychometric properties of the hungarian version of the orientations to Happiness Scale. *Mentálhigiéné És Pszichoszomatika*, 15(3), 229-243.
<https://doi.org/10.1556/mental.15.2014.3.5>
- Taquet, M., Quoidbach, J., de Montjoye, Y. A., Desseilles, M., & Gross, J. J. (2016). Hedonism and the choice of everyday activities. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 113(35), 9769-9773.
<https://doi.org/10.1073/pnas.1519998113>
- 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.
- Triandis, H. C. (2001). Individualism-collectivism and personality. *Journal of Personality*, 69(6), 907-924.
<https://doi.org/10.1111/1467-6494.696169>
- Van Zyl, L. E., & Rothmann, S. (2022). Grand challenges for positive psychology: Future perspectives and opportunities. *Frontiers in Psychology*, 13, 833057.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.833057>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Annals of Psychology*, 33(3), 755-782.
<https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Wagner, L., Conrad, D., Gajić, N., Kácha, O., Martinović, K., Skvortsova, A., van Doeselaar, L., & Voitenko, D. (2014). Examining adolescents' well-being: How do the orientations to happiness relate to their leisure time activities? *Journal of European Psychology Students*, 5(2), 8-12.
<https://doi.org/10.5334/jeps.bv>
- Wang, F., Guo, J., & Yang, G. (2023). Study on positive psychology from 1999 to 2021: A bibliometric analysis. *Frontiers in Psychology*, 14, 1101157.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1101157>
- Waterman, A. S. (1993). Two conceptions of happiness: Contrasts of personal expressiveness (eudaimonia) and hedonic enjoyment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(4), 678-691.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.64.4.678>
- Yasir, A. S. M. (2016). Cross cultural adaptation & psychometric validation of instruments: Step-wise Description. *International Journal of Psychiatry*, 1(1), 1-4.