

Evaluación de las propiedades psicométricas de las escalas de satisfacción con la vida, experiencia positiva y negativa, y prosperidad en población mexicana

Evaluation of the psychometric properties of the Satisfaction with Life, Positive and Negative Experience, and Prosperity Scales in a Mexican population

Recibido: enero 16/2023; **Concepto de evaluación:** noviembre 20/2023; **Aceptado:** mayo 29/2024

Ana Daniela Granillo Velasco¹

Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5770-4779>

Georgina Daniela Zepeda Goncen

Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9818-4319>

Rozzana Sánchez Aragón

Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5952-8972>

Resumen

El bienestar subjetivo, que implica la autoevaluación de la experiencia de un conjunto de condiciones de la vida de una persona respecto a su funcionamiento óptimo, es un concepto multidimensional al cual se le han atribuido tres componentes—cognitivo-evaluativo, afectivo o hedónico, y eudaimónico—, y que se relaciona con variables como la salud, pues su presencia permite reducir tasas de mortalidad y conductas de riesgo. Para evaluar este concepto se han desarrollado diversas medidas, entre las que sobresalen la Escala de satisfacción con la vida (SWLS), la Escala de experiencias positivas y negativas (SPANES) y la Escala de prosperidad; no obstante, el análisis de sus propiedades psicométricas se ha centrado en resultados con estudiantes y fuera de México, por lo que en la presente investigación se tuvo como objetivos evaluar las propiedades psicométricas de estas tres escalas en población de la Ciudad de México, y determinar su grado de asociación con la variable salud como evidencia de validez. Se contó con la participación de 388 adultos con edades entre los 18 y los 62 años; y los resultados mostraron índices de confiabilidad (alfa de Cronbach) entre .84 y .89 en las tres escalas, así como un adecuado ajuste de los modelos (CMIN/DF < 3; GFI y CFI cercanos a 1; y RMSEA < .05), adecuada invarianza de medición, y que existen índices de correlación significativos (< .05) entre el bienestar subjetivo y la salud.

Palabras clave

bienestar subjetivo, salud, validez, medida, psicometría.

Abstract

Subjective well-being involves the self-assessment of a person's experience of various life conditions in relation to their optimal functioning. It is a multidimensional concept with three attributed components: cognitive-evaluative, affective or hedonic, and eudaimonic. Subjective well-being has been linked to variables such as health, as its presence can reduce mortality rates and risk behaviors. Various measures have been developed to evaluate this concept, with the Satisfaction with Life Scale (SWLS), the Scale of Positive and Negative Experiences (SPANE), and the Scale of Prosperity being among the most prominent. However, the analysis of their psychometric properties has primarily focused on student populations and outside of Mexico. Therefore, the present study aimed to evaluate the psychometric properties of these three scales in a population from Mexico City and to determine their association with the health variable as evidence of validity. A total of 388 adults aged 18 to 62 participated in the study, and the results showed Cronbach's alpha reliability indices ranging from .84 to .89 across the three scales, as well as adequate model fit indices (CMIN/DF < 3; GFI and CFI close to 1; and RMSEA < .05). Additionally, measurement invariance was confirmed across the three scales, and significant correlation indices (< .05) were found between subjective well-being and health.

Keywords

subjective well-being, health, validity, measure, psychometry.

Cómo citar [APA]:

Granillo, A. D., Zepeda, G. D., & Sánchez, R. (2024). Evaluación de las propiedades psicométricas de las escalas de satisfacción con la vida, experiencia positiva y negativa, y prosperidad en población mexicana. *Acta Colombiana de Psicología*, 27(2), 35-56. <https://doi.org/10.14718/ACP.2024.27.2.3>

.....

1 Datos de contacto: Av. Universidad 3000, Universidad Nacional Autónoma de México, C. U., Delegación Coyoacán, CP 04510, Ciudad de México. Correo electrónico: danielagvelasco@gmail.com

Nota del autor: Investigación realizada gracias al programa UNAM-PAPIIT IN304919 del proyecto: "Factores protectores y de riesgo a la salud en parejas sanas y con enfermedad crónico-degenerativa". Los instrumentos pueden solicitarse a la autora de correspondencia.

Conflicto de intereses: Las autoras se declaran sin conflictos de interés.

Introducción

El *bienestar subjetivo* es considerado una dimensión autoevaluada del bienestar, en donde, más allá de la opinión de expertos, es el individuo en su subjetividad el más apto para estimarlo, y su evaluación incluye la experiencia de un conjunto de condiciones de vida de una persona, su orientación de vida predominante y la valoración de su propio bienestar, así como de sus diferentes ámbitos particulares de vida (Millán & Castellanos, 2018).

De acuerdo con diversos autores (Cassaretto & Martínez, 2017; Diener & Diener, 1995; Organization for Economic Cooperation and Development [OECD], 2011), la medición del bienestar subjetivo suele ser multidimensional, y existen tres componentes, complementarios entre sí, en la experiencia personal del bienestar: el componente cognitivo-evaluativo, el afectivo o hedónico, y el eudaimónico.

El *componente cognitivo-evaluativo* se expresa en la satisfacción con la vida, pues esta alude al estado psicológico resultante de la transacción entre el individuo —personalidad— y el entorno microsocioal —estado civil, familia, participación social, satisfacción laboral y apoyo social— y macrosocioal —ingresos y cultura—. Por tanto, se trata de una evaluación global que la persona hace sobre su vida, a través de la cual examina los aspectos tangibles de esta, sopesa lo bueno contra lo malo, y lo compara con un estándar, para llegar a un juicio sobre qué tan satisfecha está con su vida (Moyano & Ramos, 2007; Pavot et al., 1991).

Por su parte, el *componente afectivo o hedónico* se relaciona con la autopercepción de felicidad del individuo y las experiencias emocionales positivas y negativas que ha tenido. De este modo, se considera que una persona feliz es quien ha experimentado mayores emociones positivas que negativas, o que, de forma disposicional —es decir, tomando en cuenta que el nivel de emocionalidad positiva está ligado a la personalidad y a los componentes genéticos heredables—, tiende a ser más feliz; lo que favorece que el individuo cultive sus fortalezas y virtudes personales (Avia & Vázquez, 1998; Barragán & Morales, 2014; Castro, 2011).

Por último, el *componente eudaimónico* es aquel que comprende la percepción de las personas sobre lo valioso de su proyecto de vida y la capacidad y posibilidad de tomar decisiones libremente. Es un componente

centrado en las valoraciones que los individuos hacen acerca de las circunstancias y de su funcionamiento dentro de la sociedad (Millán & Castellanos, 2018; Zubieta et al., 2011).

Pese a la multidimensionalidad y complejidad atribuida al estudio del bienestar subjetivo, además de su relevancia en la vida de las personas, las medidas desarrolladas cuentan con cierta falta de especificidad (p. ej., Andrews & Withey, 1976), insuficiente evidencia de validez, y adaptaciones dirigidas solo a población fuera de la Ciudad de México (Cassaretto & Martínez, 2017; Jurado et al., 2019; Padrós et al., 2015).

En el caso de la satisfacción con la vida, la escala más comúnmente usada en países de habla inglesa en jóvenes y adultos es la *Satisfaction With Life Scale (SWLS)*, de Diener et al. (1985), que está compuesta por un solo factor de cinco reactivos (1. “*En la mayoría de los aspectos mi vida es como quiero que sea*”; 2. “*Hasta ahora he conseguido de la vida las cosas que considero importantes*”; 3. “*Estoy satisfecho con mi vida*”; 4. “*Si pudiera vivir mi vida otra vez, la repetiría tal y como ha sido*”; y 5. “*Las circunstancias de mi vida son buenas*”) con siete opciones de respuesta para indicar grados de acuerdo; y que cuenta con un índice de confiabilidad (alfa de Cronbach) de .87. Una escala derivada de la anterior es la *Temporal Satisfaction With Life Scale (TSWLS)*, de Pavot et al. (1998), que se desarrolló con el propósito de diferenciar la satisfacción con el pasado, presente y futuro, siendo estos tres tiempos las dimensiones que la conforman. El estudio original se realizó con estudiantes de una clase de personalidad y emociones en la Universidad de Illinois, y, en este, los índices de consistencia interna obtenidos (alfa de Cronbach) se consideraron mayoritariamente adecuados (entre .72 y .89).

En México, Padrós et al. (2015) validaron la Escala de satisfacción con la vida —la SWLS adaptada al español— con un grupo de estudiantes universitarios de psicología y uno de población general michoacana; y, para su estudio, redujeron las opciones de respuesta de 7 a 5 (1 = “*totalmente en desacuerdo*” a 5 = “*totalmente de acuerdo*”), con lo cual obtuvieron un índice de confiabilidad (alfa de Cronbach) de .83, además de un ajuste correcto del modelo para los estudiantes ($\chi^2/df = 1.24$; RMSEA = .024; GFI = .994; CFI = .998) y

para la población general ($\chi^2/gl = 3.95$; RMSEA = .056; GFI = .979; CFI = .980).

Años después, Jurado et al. (2019) comprobaron la estructura factorial de esta escala en la versión traducida al español por Atienza et al. (2000), pero ajustando las opciones de respuesta a 11 (0 = “*completamente en desacuerdo*”, 1, 2 y 3 = “*en desacuerdo*”, 4, 5 y 6 = “*ni de acuerdo ni en desacuerdo*”, 7, 8 y 9 = “*de acuerdo*”, y 10 = “*completamente de acuerdo*”) y en estudiantes universitarios de psicología, donde obtuvieron un índice de confiabilidad (alfa de Cronbach) de .85 y un ajuste adecuado del modelo ($\chi^2/gl = 2.77$; RMSEA = .067; GFI = .986; CFI = .991).

Respecto a la medición del componente afectivo, Diener et al. (2010) desarrollaron la *Scale of Positive and Negative Experience (SPANE)*, cuyo idioma original es el inglés, compuesta por dos subescalas: la primera con tres reactivos generales (buenos, positivos, agradables) y tres específicos (felices, alegres, de satisfacción) que miden experiencias emocionales positivas; y la segunda con tres reactivos generales (malos, negativos, desagradables) y tres específicos (tristes, de miedo, de enfado) que miden experiencias emocionales negativas. Los índices de confiabilidad (alfa de Cronbach) que reportaron en su estudio original fueron de .87 y .81, respectivamente.

Para población de habla hispana, Cassaretto y Martínez (2017) realizaron la traducción y validación psicométrica del SPANE con estudiantes de una universidad privada de Lima, Perú, donde se conservó la estructura original y se obtuvo un índice de confiabilidad (alfa de Cronbach) de .91 para el factor de experiencias positivas y de .87 para el factor de experiencias negativas. Asimismo, en Chile, Carmona-Halty y Villegas-Robertson (2018) realizaron la validación de la escala con estudiantes de nivel secundaria a partir de una versión en español disponible en el sitio web de Ed Diener, pero cambiando las instrucciones para adaptarla al contexto escolar; en sus resultados, hallaron índices de consistencia interna (alfa de Cronbach) de .92 para el factor de experiencias positivas y de .83 para el factor de experiencias negativas, y, al comprobar el modelo, reportaron los siguientes índices de ajuste: $\chi^2/gl = 5.67$; RMSEA = .080; CFI = .93.

Particularmente en México, Daniel-González et al. (2020) realizaron el proceso de traducción de la escala original, pero modificando las opciones de respuesta a seis puntos para evitar ambigüedades, teniendo

un punto medio (de 1 = “*totalmente en desacuerdo*” a 6 = “*totalmente de acuerdo*”). En este trabajo, utilizaron dos muestras de estudiantes para su comparación: la primera con estudiantes de psicología de una universidad pública de Monterrey, y la segunda con estudiantes de medicina de dos universidades privadas de Monterrey y Saltillo. En sus resultados, reportaron un índice de consistencia interna de $\omega = .93$ para el factor de experiencias positivas y de $\omega = .87$ para el factor de experiencias negativas; respecto al ajuste del modelo, los índices fueron de aceptables a buenos ($\chi^2/gl = 4.99$; CFI = .95; GFI = .92), a excepción del RMSEA, que resultó mayor a .80.

Finalmente, aunque para el componente eudaimónico son menos los estudios que buscan medirlo, existe *The Flourishing Scale*, de Diener et al. (2010), compuesta por ocho reactivos en inglés que evalúan aspectos importantes del funcionamiento humano, que van desde relaciones positivas hasta sentimientos de competencia y el tener sentido y propósito en la vida, con lo cual se ofrece una visión general del funcionamiento positivo de los individuos en diversos dominios que se cree que son importantes. En el estudio original, el índice de consistencia interna es de $\alpha = .87$.

A partir de la versión original, en Portugal, Silva y Caetano (2013) tradujeron y adaptaron la escala al portugués en dos muestras distintas: trabajadores de tiempo completo y estudiantes universitarios. En la versión adaptada, se conservó la estructura unidimensional, con un coeficiente de confiabilidad (alfa de Cronbach) de .78 para la muestra de trabajadores y de .83 para la muestra de estudiantes; en la evaluación del ajuste del modelo, los índices reportados fueron $\chi^2/gl = 2.25$, RMSEA = .041, GFI = .98 y CFI = .98 para los trabajadores, y $\chi^2/gl = 1.45$, RMSEA = .048, GFI = .96 y CFI = .97 para los estudiantes. Sin embargo, para población de habla hispana, y particularmente para México, no se encuentra en la literatura científica traducciones o adaptaciones de la escala para evaluar la prosperidad.

A partir de esto, se hace evidente que las medidas más usadas para evaluar el bienestar subjetivo, pese a que algunas han sido adaptadas a población mexicana, no han sido en la Ciudad de México y, en su mayoría, se han hecho con población estudiantil (p. ej., Carmona-Halty & Villegas-Robertson, 2018; Jurado et al., 2019). En este sentido, los autores que han realizado tales adaptaciones sugieren utilizar muestras de otros estados para comparar y reforzar los hallazgos (Medina-Calvillo et al., 2013).

Por último, es importante mencionar que se ha reportado que el bienestar subjetivo tiene una influencia positiva importante sobre la salud de las personas (Barrantes-Brais & Ureña-Bonilla, 2015) y en la disminución de conductas de riesgo como el uso de drogas ilícitas y conductas sexuales de riesgo (Chida & Steptoe, 2008; Schwartz et al., 2011); lo cual concuerda con la definición que la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2013) le otorga a la salud, donde se afirma que, más que la ausencia de enfermedad, la salud implica un estado de completo bienestar.

Teniendo esto en cuenta, examinar la asociación entre el bienestar subjetivo y la percepción que el individuo tiene respecto a su calidad de vida y su relación con la salud —entendida como un estado completo de bienestar físico, psíquico y social— puede brindar evidencia de validez en el estudio de las propiedades psicométricas de las escalas en cuestión, así como una mayor comprensión de los mecanismos base del bienestar en general (Sánchez et al., 2017), pues, en

línea con González et al. (2010), la salud en niveles poco óptimos puede significar limitaciones como disfunción física, dolor y sufrimiento que pueden tener impacto negativo en las actividades sociales y en el bienestar de los individuos.

En conclusión, considerando los tres componentes del bienestar subjetivo (Cassaretto & Martínez, 2017; Diener & Diener, 1995; OECD, 2011), las pocas ocasiones en las que se ha evaluado con esta estructura (Castro, 2011), la relevancia del contexto social y cultural en la percepción de bienestar de las personas (Vera et al., 2013), y su positiva relación con la salud, para el presente estudio se proponen como objetivos: (a) validar la Escala de satisfacción con la vida (Diener et al., 1985), la Escala de experiencia positiva y negativa (Diener et al., 2010), y la Escala de prosperidad (Diener et al., 2010) en adultos residentes de la Ciudad de México; y (b) obtener evidencia de validez para las tres escalas a partir del grado de asociación con la Escala de salud SF-36 (Sánchez et al., 2017).

Método

Tipo de estudio

Se diseñó un estudio de tipo instrumental (Ato et al., 2013) con el fin de analizar las propiedades psicométricas de tres escalas que evalúan las tres dimensiones del bienestar subjetivo, así como obtener evidencia de su validez de estructura y de constructo a través de su asociación con la variable *salud*.

Participantes

Se trabajó con una muestra no probabilística por conveniencia (Hernández et al., 2010) de 388 participantes (194 mujeres y 194 hombres), con edades entre los 18 y los 62 años ($M = 37.36$; $DE = 11.16$), de los cuales 186 contaban con estudios de licenciatura, 123 de preparatoria y 73 de secundaria (seis no respondieron). Respecto al estado civil, el 53 % ($N = 206$) estaban casados y el 47 % ($N = 182$) se encontraban en unión libre al momento de responder los instrumentos. Los criterios de inclusión fueron: ser mayor de edad, habitar en la Ciudad de México y tener escolaridad mínima de secundaria.

Instrumentos

Se hizo uso de tres escalas para medir los tres componentes del bienestar subjetivo (el cognitivo-evaluativo,

el afectivo o hedónico, y el eudaimónico), así como una escala para evaluar el estado de salud mental y física de los participantes, tal como se describe a continuación.

Escala de satisfacción con la vida

Se utilizó la *Escala de satisfacción con la vida* (*The Satisfaction with Life Scale, SWLS*) en su versión original (Diener et al., 1985), y traducida para propósitos de esta investigación, que evalúa la satisfacción con la vida a través del juicio global que hacen las personas sobre esta. Específicamente, está compuesta por un solo factor —que explica el 66 % de la varianza— con cinco reactivos con formato de respuesta tipo Likert de cinco opciones (se realizó una reducción de las siete opciones de la escala original) que indican grados de acuerdo, donde 1 = “totalmente en desacuerdo” y 5 = “totalmente de acuerdo”. Algunos ejemplos de reactivos son: “En la mayoría de los aspectos mi vida es como quiero que sea”, “Hasta ahora he conseguido de la vida las cosas que considero importantes” y “Estoy satisfecho(a) con mi vida”. La versión original reporta un índice de consistencia interna de $\alpha = .87$.

Escala de experiencia positiva y negativa

Se aplicó la *Escala de experiencia positiva y negativa* (*Scale of Positive and Negative Experience, SPANE*) en su versión

original (Diener et al., 2010), y traducida para propósitos de esta investigación, que evalúa el grado de emociones y afectos experimentados en las cuatro semanas previas a la aplicación del instrumento. Específicamente, está compuesta por 12 reactivos con formato de respuesta tipo Likert de cinco opciones (se realizó una reducción de las siete opciones de la versión original), donde 1 = “Nunca o muy raramente” y 5 = “Muy seguido o siempre”, agrupados en dos factores que explican el 61 % de la varianza y son (a) *positivo* (p. ej., placer y felicidad; $\alpha = .87$) y (b) *negativo* (p. ej., displacer y negativo; $\alpha = .81$). La versión original reporta un índice de consistencia interna de $\alpha = .98$.

Escala de prosperidad

Se utilizó la *Escala de prosperidad (The Flourishing Scale)* en su versión original (Diener et al., 2010), y traducida para propósitos de esta investigación, que evalúa el éxito percibido en áreas importantes de la vida relacionadas con el bienestar, la prosperidad y el florecimiento — como las relaciones interpersonales, la autoestima, el propósito de la vida y el optimismo—. Específicamente, cuenta con ocho reactivos, agrupados en un solo factor, con formato de respuesta tipo Likert de cinco opciones (se realizó una reducción de las siete opciones de la escala original) que indican grados de acuerdo, donde 1 = “Totalmente en desacuerdo” y 5 = “Totalmente de acuerdo”. Algunos ejemplos de los reactivos son: “Tengo una vida útil y significativa”, “Estoy comprometido(a) e interesado(a) en mis actividades diarias”, “Mis relaciones sociales son de apoyo y gratificantes”. Esta versión original, se reporta que el factor explica el 53 % de la varianza y tiene un índice de consistencia interna de $\alpha = .87$.

Escala de estado de salud mental y física SF-36

Por último, se hizo uso de la *Escala de estado de salud mental y física SF-36* (Sánchez et al., 2017; Ware & Sherbourne, 1992); específicamente, la versión en español y validada en población Mexicana (Sánchez et al., 2017), compuesta por 44 reactivos ordenados en dos secciones: la primera con 40 reactivos distribuidos en cinco factores que explican el 65.36 % de la varianza —(a) *rol emocional y función social* ($\alpha = .93$), p. ej., “Puso menos atención a la hora de estar realizando su trabajo o actividades cotidianas debido a algún problema emocional como estar triste, deprimido o nervioso”; (b) *función física* ($\alpha = .94$), p. ej., “Le cansa caminar varias manzanas o centenares de metros”; (c) *rol físico* ($\alpha = .95$), p. ej., “Tuvo que dejar de hacer algunas tareas en su trabajo o en sus actividades

cotidianas a causa de su salud física”; (d) *dolor corporal* ($\alpha = .83$), p. ej., “Tuvo dolor en alguna parte del cuerpo”; y (e) *vitalidad* ($\alpha = .76$), p. ej., “¿Qué tanto se sintió calmado y tranquilo?”—; y la segunda con cuatro reactivos agrupados en un solo factor que explica el 55.1 % de la varianza —*salud general* ($\alpha = .73$), p. ej., “Creo que mi salud va a empeorar”—.

Procedimiento

Pese a que en el caso de la Escala de satisfacción con la vida (Diener et al., 1985) y la Escala de experiencia positiva y negativa (Diener et al., 2010) ya se contaba con versiones en español, dado que estas no están dirigidas específicamente a población general de la Ciudad de México, se decidió realizar nuevamente el procedimiento de traducción de la versión original de estas escalas, para evitar posibles deficiencias o adaptaciones no aptas.

Para esto, así como con la traducción de la Escala de prosperidad (Diener et al., 2010), un traductor con conocimiento en temas de psicología y cuyo idioma natal es el español realizó la traducción al español de los reactivos de todas las escalas dirigidas a la evaluación del bienestar subjetivo. Posteriormente, otro traductor, pero cuyo primer idioma es el inglés, realizó la retraducción de las escalas al inglés para verificar la traducción. Una vez hecho esto, se presentaron los reactivos en idioma español a siete jueces expertos para validar su contenido. Sin hallar desacuerdos respecto a la traducción, se aprobaron los reactivos.

Tras contar con los instrumentos traducidos y aprobados, la aplicación de la batería se llevó a cabo entre los meses de enero y marzo de 2020 por psicólogas de la Universidad Nacional Autónoma de México en lugares públicos (parques, centros comerciales, casas, escuelas, oficinas, etc.) a personas que, de manera anónima y confidencial, aceptaran participar voluntariamente en la investigación. Antes de la aplicación, se les aclaró que los datos serían tratados de manera estadística y que, si durante la aplicación surgían dudas con respecto a cómo contestar algún instrumento, contarían con apoyo inmediatamente. Los participantes tardaron entre 20 y 30 minutos para responder a la batería y todas las dudas fueron resueltas exitosamente.

Aspectos éticos

De acuerdo con el artículo 17 del Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la

Salud, el presente estudio es considerado una investigación con riesgo mínimo, debido al empleo de pruebas psicológicas a individuos y que no se busca la manipulación la conducta. Todo procedimiento se realizó con base en el Código Ético del Psicólogo (Sociedad Mexicana de Psicología, 2009), razón por la cual se salvaguardó en todo momento la confidencialidad y anonimato de los participantes.

Análisis de datos

Con el propósito de obtener medidas con propiedades psicométricas adecuadas, se realizó la traducción-retraducción de las escalas. Tras la aplicación de la batería, se revisó el cumplimiento del supuesto de normalidad (Kolmogorov-Smirnov) en la distribución de los datos obtenidos, donde no se cumplió el principio de normalidad, por lo cual se rechazó la hipótesis nula que indica homogeneidad en la muestra. Esto condujo a la elección del método de extracción del análisis factorial exploratorio (AFE) y el tipo de correlación para la validez de constructo.

Enseguida, en el programa *SPSS Statistics*, versión 25, se llevaron a cabo los siguientes análisis estadísticos, sugeridos por Reyes et al. (2008), basados en Cronbach y Meehl (1955): (a) análisis de frecuencias reactivo por reactivo, que mostraron que todas las formas de respuesta fueron utilizadas por los participantes, (b) pruebas de *U* de Mann-Whitney (reactivo por reactivo) para identificar que todos los reactivos discriminaron, (c) análisis alfa de Cronbach y omega de McDonald, y (d) análisis factorial exploratorio (AFE) con método de extracción de factorización de ejes principales (debido a la no normalidad de la muestra) y rotación oblicua.

Luego, a través del programa *SPSS AMOS* se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC), y con el programa *SPSS Statistics* se obtuvieron los datos descriptivos, alfa de Cronbach y coeficientes omega de McDonald para estimar la confiabilidad de los factores obtenidos en el AFC. Por último, se efectuó un análisis de correlación de Spearman con la variable *salud* para obtener evidencia de validez.

Resultados

Análisis factorial exploratorio (AFE) de las escalas que evalúan el bienestar subjetivo

Escala de experiencia positiva y negativa

Ejecutados los análisis estadísticos encaminados a identificar aquellos reactivos que cumplieran con los criterios establecidos por Reyes et al. (2008) para las tres escalas, se observó que, para la Escala de experiencia positiva y negativa, ningún reactivo fue eliminado en el análisis de frecuencias reactivo por reactivo, pues todas las opciones de respuesta fueron utilizadas por los participantes. No obstante, en la prueba *U* de Mann-Whitney, los valores de un reactivo no resultaron significativos; en consecuencia, quedaron 11 de los 12 reactivos iniciales (véase Tabla 1).

A continuación, se realizó un AFE con el método de extracción de factorización del eje principal (PAF) con rotación Oblimin en los reactivos, el cual arrojó un índice *KMO* = .869, y se aplicó una prueba de esfericidad de Bartlett,

donde se obtuvo un $B = 1845.190$, $gl = 55$, $p = .000$, ambos procedimientos satisfactorios. Además, este análisis indicó la existencia de dos factores con valores superiores a 1 que explicaron el 58.99 % de la varianza (véase Tabla 2).

Por otra parte, el índice de consistencia interna total obtenido fue de $\alpha = .873$, mientras que para la subescala de *experiencia positiva* fue de $\alpha = .85$, y para la subescala de *experiencia negativa* fue de $\alpha = .80$. Para ninguno de los 11 reactivos el “alfa si se elimina el elemento” resultó mayor que el obtenido para la escala total, lo cual da cuenta de la homogeneidad de la escala y el aporte de cada uno de los reactivos a la medición del constructo. Asimismo, se calcularon también los índices de confiabilidad compuesta u ordinal, que fueron, respectivamente, .889, .826 y .778. La media para la escala total fue de 3.06—esto es, por arriba de la media teórica—, y la desviación estándar fue de .334. Las medias y las desviaciones estándar de los puntajes para las subescalas se presentan en la Tabla 2.

Tabla 1. Diferencias entre grupos extremos, reactivo por reactivo, de la Escala de experiencia positiva y negativa

Reactivos	Grupo 1 (participantes por debajo del cuartil 3)	Grupo 2 (participantes por encima del cuartil 3)	<i>p</i>
Positivo	101.35	113.89	.111
Negativo	74.89	134.19	.000
Bien	93.83	119.50	.001
Mal	81.41	131.56	.000
Placer	84.40	130.07	.000
Displacer	89.28	122.39	.000
Felicidad	86.56	123.64	.000
Tristeza	74.54	137.64	.000
Miedo	76.19	137.41	.000
Gozo	85.61	128.98	.000
Enojo	79.95	132.85	.000
Contento	87.65	127.16	.000

Tabla 2. Medidas descriptivas, cargas factoriales y comunalidades de la Escala de experiencia positiva y negativa

Reactivos	Media (DE)	λ		h ²
		Experiencia positiva (k)	Experiencia negativa (k)	
Felicidad	4.14 (.813)	.793		.724
Contento	4.15 (.802)	.778		.678
Placer	3.83 (.890)	.761		.602
Gozo	3.84 (.874)	.691		.511
Bien	4.11 (.755)	.435		.380
Negativo	2.17 (.985)		.730	.558
Mal	2.05 (.933)		.719	.584
Tristeza	2.28 (1.041)		.704	.561

Reactivos	Media (DE)	λ		h2
		Experiencia positiva (k)	Experiencia negativa (k)	
Miedo	2.34 (1.021)		.551	.314
Enojo	2.83 (1.035)		.459	.254
Displacer	1.95 (.944)		.454	.374
Media* (DE)	3.06 (.334)	4.01 (.657)	2.27 (.710)	

Nota. *Media teórica: 3; rango posible: 1-5.

Escala de prosperidad

En cuanto a la Escala de prosperidad, ningún reactivo fue eliminado, ni en el análisis de frecuencias reactivo por reactivo, ni en la prueba *U* de Mann-Whitney, donde todos los valores resultaron altamente significativos ($p < .001$). Por tanto, los ocho reactivos iniciales se conservaron (véase Tabla 3). Al analizarlos a través de un AFE con el método de extracción de factorización del eje principal (PAF) con rotación Oblimin, se obtuvo un índice $KMO = .893$, y la prueba de esfericidad de Bartlett arrojó un $B = 1613.347$, $gl = 28$, $p = .000$, ambos indicadores

satisfactorios. Además, se encontró la existencia de un solo factor que explica el 51.77 % de la varianza.

Asimismo, el índice de consistencia interna total obtenido fue de $\alpha = .890$, y para ninguno de los reactivos el “alfa si se elimina el elemento” resultó mayor que el obtenido para la escala total. Finalmente, se calculó el índice de confiabilidad compuesta u ordinal, que fue de $\omega = .895$. La media para la escala total fue de 4.23—esto es, por arriba de la media teórica—, y la desviación estándar fue de .570. Las medias y las desviaciones estándar de los puntajes para la escala se presentan en la Tabla 4.

Tabla 3. Diferencias entre grupos extremos, reactivo por reactivo, de la Escala de prosperidad

Reactivos	Grupo 1 (participantes por debajo del cuartil 3)	Grupo 2 (participantes por encima del cuartil 3)	<i>p</i>
Tengo una vida útil y significativa.	68.37	166.24	.000
Estoy comprometido(a) e interesado(a) en mis actividades diarias.	66.30	167.20	.000
Mis relaciones sociales son de apoyo y gratificantes.	65.82	166.23	.000
Soy buena persona y vivo una buena vida.	65.77	167.85	.000
Contribuyo activamente a la felicidad y el bienestar de los demás.	67.20	167.67	.000
Soy optimista sobre mi futuro.	67.31	167.53	.000
Soy competente y capaz en las actividades que son importantes para mí.	67.74	167.01	.000
La gente me respeta.	67.33	167.51	.000

Tabla 4. Medidas descriptivas, cargas factoriales y comunalidades de la Escala de prosperidad

Reactivos	λ		
	Media (DE)		h2
Soy una buena persona y vivo una buena vida.	4.23 (.747)	.791	.625
Tengo una vida útil y significativa.	4.43 (.685)	.778	.605
Soy optimista sobre mi futuro.	4.27 (.748)	.748	.560
Estoy comprometido(a) e interesado(a) en mis actividades diarias.	4.40 (.713)	.745	.555
Soy competente y capaz en las actividades que son importantes para mí.	4.45 (.642)	.730	.532
La gente me respeta.	4.14 (.774)	.710	.504
Contribuyo activamente a la felicidad y el bienestar de los demás.	3.99 (.851)	.635	.403
Mis relaciones sociales son de apoyo y gratificantes.	3.98 (.882)	.599	.358
Media* (DE)	4.23 (.570)		

Nota. *Media teórica: 3; rango posible: 1-5.

Escala de satisfacción con la vida

En lo relacionado con esta escala, ningún reactivo fue eliminado, ni en el análisis de frecuencias reactivo por reactivo, ni en la prueba *U* de Mann-Whitney, donde todos los valores resultaron significativos ($p < .001$). Por tanto, los cinco reactivos iniciales se conservaron (véase Tabla 5). Al analizarlos a través de un AFE con el método de extracción de factorización del eje principal (PAF) con rotación Oblimin, se halló un índice $KMO = .846$, mientras que con la prueba de esfericidad de Bartlett se obtuvo un $B = 829.199$, $gl = 10$, $p = .000$.

Además, se encontró la existencia de un solo factor que explica el 54.36 % de la varianza, con un índice de consistencia interna total de $\alpha = .842$; y para ninguno de los reactivos el “alfa si se elimina el elemento” resultó mayor que el obtenido para la escala total. Se calculó también el índice de confiabilidad compuesta u ordinal, que fue de $\omega = .855$. Finalmente, la media para la escala total fue de 4.01 —esto es, por arriba de la media teórica—, y la desviación estándar fue de .709. Las medias y las desviaciones estándar de los puntajes para la escala se presentan en la Tabla 6.

Tabla 5. Diferencias entre grupos extremos, reactivo por reactivo, de la Escala de satisfacción con la vida

Reactivos	Grupo 1 (participantes por debajo del cuartil 3)	Grupo 2 (participantes por encima del cuartil 3)	<i>p</i>
En la mayoría de los aspectos mi vida es como quiero que sea.	66.74	168.57	.000
Hasta ahora he conseguido de la vida las cosas que considero importantes.	67.71	166.14	.000

Reactivos	Grupo 1 (participantes por debajo del cuartil 3)	Grupo 2 (participantes por encima del cuartil 3)	p
Estoy satisfecho(a) con mi vida.	26.21	171.74	.000
Si pudiera vivir mi vida otra vez, la repetiría tal y como ha sido.	62.72	171.22	.000
Las circunstancias de mi vida son buenas.	63.62	171.77	.000

Tabla 6. Medidas descriptivas, cargas factoriales y comunalidades de la Escala de satisfacción con la vida

Reactivos	Media (DE)	λ	
			h2
Estoy satisfecho(a) con mi vida.	4.19 (.819)	.820	.672
Las circunstancias de mi vida son buenas.	4.20 (.787)	.785	.615
En la mayoría de los aspectos mi vida es como quiero que sea.	3.93 (.861)	.728	.530
Hasta ahora he conseguido de la vida las cosas que considero importantes.	4.13 (.839)	.698	.487
Si pudiera vivir mi vida otra vez, la repetiría tal y como ha sido.	3.66 (1.153)	.643	.414
Media* (DE)	4.01 (.709)		

Nota. *Media teórica: 3; rango posible: 1-5.

Análisis factorial confirmatorio (AFC) de las escalas que evalúan el bienestar subjetivo

Escala de experiencia positiva y negativa

Para evaluar el ajuste de los modelos obtenidos en el AFE, se realizó un AFC, con el cual, en un inicio, el modelo resultante para la Escala de experiencia positiva y negativa (véase Figura 1) no mostró índices de ajuste satisfactorios. A partir de esto, se eliminó un reactivo de la subescala de *experiencia negativa* que resultaba con más de dos errores asociados, y con ello se obtuvieron los siguientes índices satisfactorios: $\chi^2(31) = 56.654$;

CMIN/DF = 1.828; NFI = .952; CFI = .978; AGFI = .949; SRMR = .039; RMSEA = .046 (.026-.065).

Además, se probó la invarianza de medición de la escala. Específicamente, en el modelo de invarianza de configuración, línea base o libre (M1), se permitió que las cargas factoriales, los interceptos y las varianzas de error se estimaran libremente, y los índices obtenidos (CFI = .978; RMSEA = .046; $^2/gf = 1.497$) indicaron que el ajuste del modelo a los datos era adecuado (véase Tabla 7). A continuación, se probó el modelo de invarianza métrica (M2) —en el que se restringieron las cargas factoriales para que fueran iguales entre hombres y mujeres—,

y los índices mostraron que el modelo ajustó bien, y cuando se comparó con el M1, pues el ΔCFI fue $< .01$ y el $\Delta RMSEA$ fue $< .015$, y el $\Delta \chi^2$ fue no significativo ($p > .05$).

Por otra parte, la prueba del modelo de invarianza escalar (M3) —en el que los interceptos, además de las cargas factoriales, se restringieron para que fueran iguales entre los grupos (por sexo)— mostró un buen ajuste, y al

compararlo con el M2, no se presentaron cambios significativos en el CFI, RMSEA, ni en χ^2 . Finalmente, el modelo de invarianza estricta (M4) —en el que se restringieron, además de las cargas factoriales y los interceptos, las varianzas de error—, pese a que parece ajustar adecuadamente, en su comparación con el M3, el ΔCFI fue $> .0$, el $\Delta RMSEA$ fue $> .015$, y el $\Delta \chi^2$ resultó significativo.

Figura 1. AFC de la Escala de experiencia positiva y negativa

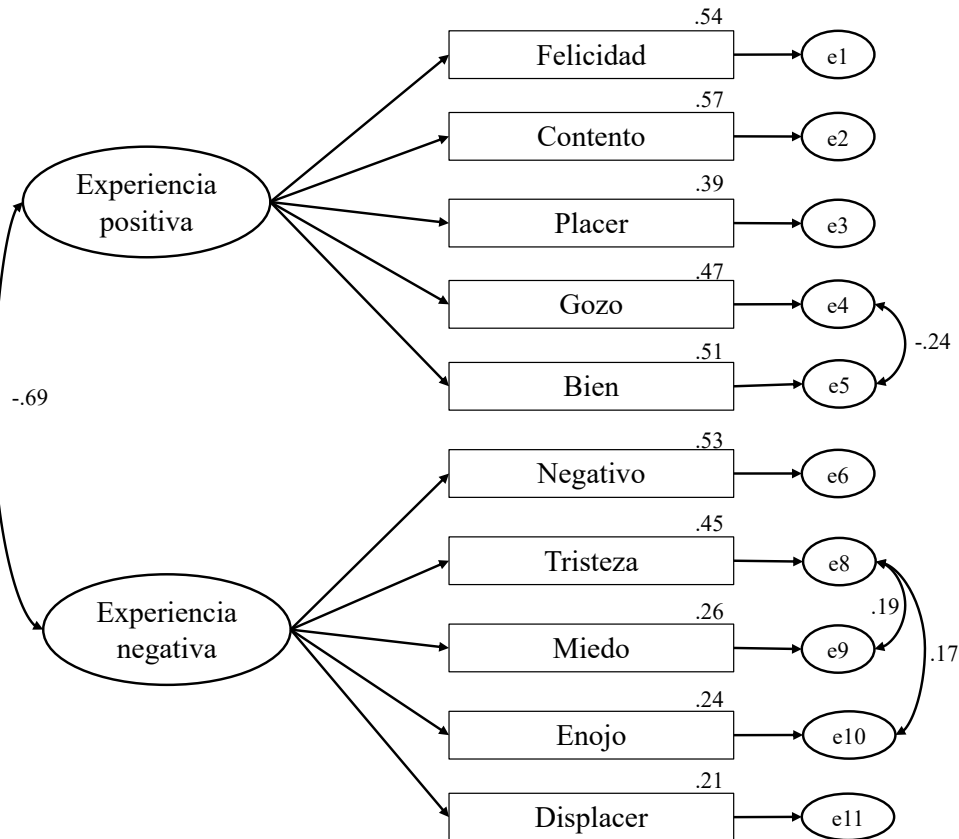


Tabla 7. Índices de la prueba de invarianza para la Escala de experiencia positiva y negativa

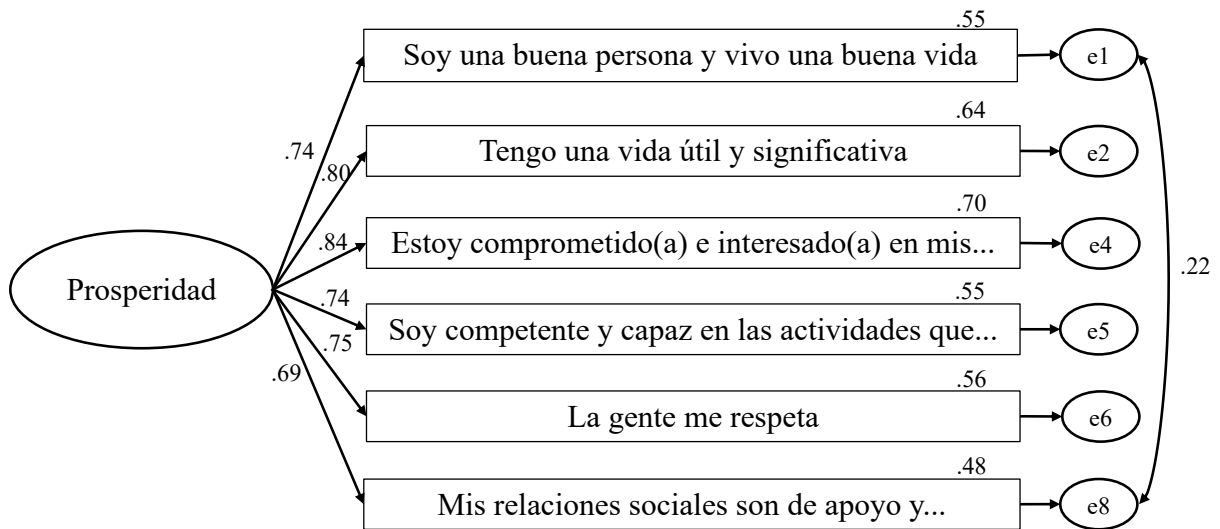
Modelos	χ^2 (gl)	χ^2 /gl	CFI	RMSEA (IC 90 %)	Comparación	$\Delta\chi^2$	Δ CFI	Δ RMSEA
M1. Invarianza de configuración (línea base)	56.654	1.497	.978	.046				
M2. Invarianza métrica o débil (λ restringidas)	95.979	1.371	.978	.031	M2 vs. M1	3.167 (8), $p = .923$.004	-.005
M3. Invarianza escalar o fuerte (λ y τ restringidos)	113.457	1.418	.971	.033	M3 vs. M2	17.478 (10), $p = .064$	-.007	.002
M4. Invarianza estricta (λ, τ y θ restringidos)	203.790	2.123	.908	.054	M4 vs. M3	90.333 (16), $p = .000$	-.063	.021

Escala de prosperidad

En cuanto a la Escala de prosperidad, el modelo resultante mostró índices de ajuste poco satisfactorios; no obstante, al eliminar dos reactivos que mostraron más

de un error asociado, se obtuvieron índices satisfactorios: $\chi^2(165) = 584.666$; $CMIN/DF = 1.974$; $NFI = .987$; $CFI = .994$; $AGFI = .964$; $SRMR = .017$; $RMSEA = .050$ (.007-.086) (véase Figura 2).

Figura 2. AFC de la Escala de prosperidad



Al probar la invarianza de medición de esta escala, para el modelo de invarianza de configuración, línea base o libre (M1), los índices obtenidos (CFI = .978; RMSEA = .046; $\chi^2/gf = 1.045$) indicaron que el ajuste del modelo a los datos era adecuado (véase Tabla 8). Posteriormente, se probó el modelo de invarianza métrica (M2), y los índices mostraron que el modelo ajustó bien; cuando se comparó con el M1, el ΔCFI fue $< .01$ y el $\Delta RMSEA$ fue $< .015$, y el $\Delta \chi^2$ fue no significativo ($p > .05$).

La prueba del modelo de invarianza escalar (M3) también mostró un buen ajuste, y, al compararlo con el M2, no se presentaron cambios significativos en el CFI, RMSEA, ni en el χ^2 . Finalmente, el modelo de invarianza estricta (M4) también mostró un ajuste adecuado; y en su comparación con el M3, el ΔCFI fue $< .01$ y el $\Delta RMSEA$ fue $< .015$, además, el $\Delta \chi^2$ resultó no significativo ($p > .05$).

Tabla 8. Índices de la prueba de invarianza para la Escala de prosperidad

Modelos	χ^2 (gl)	χ^2/gf	CFI	RMSEA (IC 90 %)	Comparación	$\Delta \chi^2$	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
M1. Invarianza de configuración (línea base)	14.623 (14)	1.045	.999	.011				
M2. Invarianza métrica o débil (λ restringidas)	17.677 (19)	.930	1.000	.000	M2 vs. M1	3.054 (5), $p = .692$.001	-.011
M3. Invarianza escalar o fuerte (λ y τ restringidos)	23.675 (25)	.947	1.000	.000	M3 vs. M2	5.998 (6), $p = .423$.000	.000
M4. Invarianza estricta (λ, τ y Θ restringidos)	35.930 (34)	1.057	.998	.012	M4 vs. M3	12.255 (9), $p = .199$	-.002	.012

Escala de satisfacción con la vida

En esta escala, el modelo mostró los siguientes índices de ajuste: $\chi^2(165) = 584.666$; $CMIN/DF = 1.576$; $NFI = .993$; $CFI = .997$; $AGFI = .977$; $SRMR = .013$; $RMSEA = .039$ (.000-.093); los cuales resultan satisfactorios (véase Figura 3).

En cuanto a la prueba de invarianza de medición, para el modelo de invarianza de configuración, línea base o libre (M1), los índices obtenidos ($CFI = .997$; $RMSEA = .039$; $\chi^2/gf = 1.576$) indicaron que el ajuste del modelo a los datos era adecuado (véase Tabla 9). Al probar el modelo de invarianza métrica (M2) —en el que se restringieron las cargas factoriales para que fueran iguales entre hombres y mujeres—, los índices

mostraron que el modelo ajustó bien, y cuando se comparó con el M1, el ΔCFI fue $< .01$ y el $\Delta RMSEA$ fue $< .015$, y el $\Delta \chi^2$ fue no significativo ($p > .05$).

Igualmente, la prueba del modelo de invarianza escalar (M3) mostró un buen ajuste, y al compararlo con el M2, no se presentaron cambios significativos en el CFI, RMSEA, ni en el χ^2 . Finalmente, el modelo de invarianza estricta (M4) —en el que se restringieron, además de las cargas factoriales y los interceptos, las varianzas de error— mostró también un ajuste adecuado; en su comparación con el M3, el ΔCFI fue $< .01$ y el $\Delta RMSEA$ fue $< .015$, y el $\Delta \chi^2$ resultó no significativo ($p > .05$).

Figura 3. AFC de la Escala de satisfacción con la vida

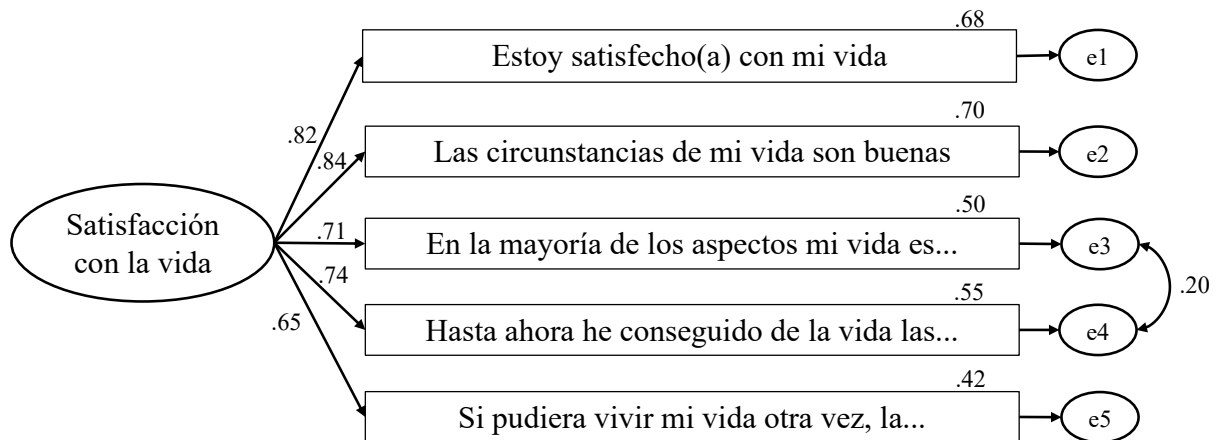


Tabla 9. Índices de la prueba de invarianza para la Escala de satisfacción con la vida

Modelos	χ^2 (gl)	χ^2 /gl	CFI	RMSEA	Comparación	$\Delta\chi^2$	Δ CFI	Δ RMSEA
M1. Invarianza de configuración (línea base)	7.376 (8)	.922	.999	.000				
M2. Invarianza métrica o débil (λ restringidas)	13.563 (12)	1.130	.998	.018	M2 vs. M1	6.186	-.001	.018
M3. Invarianza escalar o fuerte (λ y τ restringidos)	22.871 (17)	1.345	.993	.030	M3 vs. M2	9.309	-.005	.012
M4. Invarianza estricta (λ, τ y θ restringidos)	34.321 (24)	1.430	.998	.033	M4 vs. M3	11.450	.005	.003

Análisis correlacional y validez de constructo

Por último, se llevaron a cabo análisis de correlación de Spearman para determinar el grado de asociación entre el bienestar subjetivo y la variable *salud*, y con ello obtener validez de constructo para las tres escalas.

Los hallazgos muestran que, en la medida en que las personas experimentan más emociones positivas

(como felicidad, gozo o placer), perciben mayor satisfacción con la vida y prosperidad, y en general se sienten con mayor energía y vitalidad, así como con mayor salud en general y salud actual, a la vez que sienten que tienen menos problemas de *rol emocional* (grado en que problemas emocionales como estar triste o deprimido dificultaron sus actividades y tareas cotidianas), *dolor corporal* (aquel que experimentan en

varias partes del cuerpo y por periodos de tiempo prolongados), *afecciones de rol físico* (punto hasta el cual su salud física dificultó sus actividades sociales), *función física* (nivel en que la salud física actual les limitó para realizar esfuerzos como caminar varias manzanas o subir las escaleras), y menos posibilidades de enfermarse fácilmente.

En contraposición, cuando se experimentan emociones negativas (como enojo y malestar), el patrón se invierte, ya que, a más experiencia de emociones negativas, más problemas de rol emocional, dolor corporal, enfermarse fácilmente, limitaciones en el rol físico y en la función física, además de menos vitalidad (energía y sentimientos de felicidad) y salud actual (véase Tabla 10).

Tabla 10. Correlaciones entre la experiencia positiva y negativa, la prosperidad y la satisfacción de vida, con la variable salud

	Función física	Rol físico	Rol emocional	Vitalidad	Dolor corporal	Salud general	Salud actual	Enfermar fácil
Experiencia positiva	-.214**	-.244**	-.411**	.565**	-.262**	.104*	.159**	-.164**
Experiencia negativa	.106*	.163**	.446**	-.461**	.295**	-	-.120*	.264**
Satisfacción con la vida	-.164**	-.188**	-.330**	.394**	-.254**	.109*	.170**	-
Prosperidad	-.146**	-.206**	-.291**	.398**	-.198**	.164**	.185**	-.151**

Nota. ** La correlación es significativa al nivel .01 (bilateral).

* La correlación es significativa al nivel .05 (bilateral).

Discusión

En la presente investigación se buscó, en primer lugar, la validación psicométrica de tres escalas propuestas por Diener y cols. (Diener et al., 2010; Diener et al., 1985) para medir los tres componentes del bienestar subjetivo: (a) el componente cognitivo-evaluativo, denominado también satisfacción con la vida, (b) el componente afectivo o hedónico, y (c) el componente eudaimónico, también conocido como prosperidad (Cassaretto & Martínez, 2017; Diener & Diener, 1995; OECD, 2011).

En general, los resultados obtenidos muestran la concepción de tres escalas válidas en su constructo y con índices de consistencia interna adecuados para ser aplicadas a población de la Ciudad de México. En particular, la *Escala de experiencia positiva y negativa* (Diener et al., 2010) conservó los dos factores de la escala original —uno que conjunta a los sentimientos

positivos y otro que lo hace con los negativos—, lo cual puede deberse a que los sentimientos que evalúa son los que a menudo se consideran como las formas más importantes de dichas experiencias relacionadas con la percepción de bienestar y de malestar (Carmona-Halty & Villegas-Robertson, 2018).

Sin embargo, para el factor de sentimientos positivos, el reactivo “positivo” no resultó ser un sentimiento significativo para la muestra. Esto se podría explicar al revisar la forma en que está redactado el ítem, puesto que, siguiendo la traducción más fiel del inglés al español del texto mencionado, en la instrucción “Por favor piensa acerca de lo que has estado haciendo y viviendo durante las últimas cuatro semanas. Después indica qué tanto has experimentado los siguientes sentimientos”, seguida de los reactivos “positivo”, “negativo”, “bien”, “mal”,

“placer”, “displacer”, “felicidad”, “tristeza”, “miedo”, “gozo”, “enojo” y “contento”, es probable que el término “positivo” por sí solo no sea entendido, ya que en el idioma español la palabra “positivo” no es inmediatamente asociada a un sentimiento (El Colegio de México, 2019), por lo cual requiere cierta contextualización o modificación de la redacción de la instrucción, al modificar por la terminación “Después indica qué tanto te has sentido:”, aunque también se debe destacar que esto ocurrió únicamente en el término “positivo”, que encabezaba la lista de los reactivos, lo que podría explicar que los participantes únicamente necesitaban un ensayo para comprender las respuestas y, posterior a este, los demás reactivos eran entendidos correctamente con la instrucción original, según indican los resultados.

Además, esta escala resulta relevante para una medición integral del bienestar subjetivo, debido a que, por un lado, experimentar emociones positivas favorece a que las personas sean más felices, se fortalezcan, crezcan personalmente y tanto su bienestar como su salud y resiliencia se optimicen (Avia & Vázquez, 1998; Barragán Estrada & Morales Martínez, 2014; Castro Solano, 2011); mientras que, por otro lado, los sentimientos negativos limitan el repertorio de pensamiento-acción de una persona cuando predominan más que los positivos (Barragán & Morales, 2014), y por tanto se asocian de manera negativa al bienestar (Rojas, 2011). Por esto mismo, esta evaluación funge como fuente de información fundamental para juzgar qué tan bien marcha la vida de un individuo (Rojas, 2011).

Respecto a la *Escala de prosperidad* (Diener et al., 2010), esta conservó su estructura unidimensional y solo dos reactivos de la versión original fueron eliminados en el AFC, lo cual demuestra que, con solo seis reactivos, es efectivamente apta para la evaluación de las necesidades psicológicas humanas universales más relevantes (Diener et al., 2010) y para complementar el estudio del bienestar subjetivo, por la evaluación de la necesidad de competencia, relación, autoaceptación, respeto y una buena vida. En este caso, autores como Deci y Ryan (2008) explican la importancia de incluir esta medida en la evaluación del bienestar, pues señalan que el hecho de que alguien diga que está satisfecho con su vida y que vive experiencias positivas (los otros dos componentes del bienestar subjetivo) no indica que esa persona está psicológicamente bien, ya que es necesario no solo considerar el estado actual del bienestar de las personas, sino también abarcar su crecimiento

personal, su potencial de desarrollo y sus propósitos (Diener & Chan, 2011).

Por último, la *Escala de satisfacción con la vida* (Diener et al., 1985) conservó su estructura de un solo factor y todos los reactivos de la versión original, tal como se ha encontrado en validaciones de otros países (p. ej., de Albuquerque et al., 2010; Vázquez et al., 2013), por lo cual se reafirma como una medida confiable de tal componente, con los cinco reactivos propuestos originalmente. En torno a esta dimensión, Nakazato et al. (2011) mencionan que incluir calificaciones de satisfacción con la vida en diferentes dominios como indicadores de bienestar permite derivar y poner a prueba las predicciones sobre las diferentes explicaciones respecto a lo que hace más felices a las personas.

Adicionalmente, esta escala se ve apoyada por Muriel y Molero (2012) y Vargas (2018), quienes la conceptualizan como una medición subjetiva del bienestar, pues permite que el individuo evalúe la percepción que tiene acerca de su propia situación en la vida, pero partiendo de sus objetivos, expectativas, valores e intereses influenciados por el contexto cultural de referencia (Pérez, 2013). Por último, cabe señalar que, en lo que concierne a esta escala, los resultados coinciden con los obtenidos en otras validaciones hechas en diferentes partes del país (Jurado et al., 2019; Padrós et al., 2015).

Respecto a los análisis dirigidos a examinar la *invarianza de medición*, los resultados, en conjunto, apoyan el buen ajuste de los reactivos a la dimensionalidad propuesta por cada una de las tres escalas dirigidas a medir el bienestar subjetivo, e indican que cuando los elementos de la estructura factorial se mantienen invariantes en función del sexo, los índices de ajuste son satisfactorios—excepto en los parámetros del modelo de invarianza estricta para la *Escala de experiencia positiva y negativa*, pero es pertinente considerar que se ha reconocido como excesiva la restricción en las pruebas de invarianza estricta— (Bentler, 2006). Por tanto, los puntajes podrían ser predominantemente comparables entre los grupos y el cambio en una unidad sería equivalente entre ellos.

Partiendo de lo anterior, y dada la conexión teórica y empírica del bienestar subjetivo con la *salud* (Barragán & Morales, 2014; Chaves et al., 2016; García, 2015; González et al., 2010; Sánchez-Fuentes et al., 2018), se obtuvieron coeficientes de correlación significativos en la mayoría de los factores que relacionaban los tres

componentes del bienestar subjetivo con la medición del estado de salud.

Lo anterior hace evidente que las tres escalas dirigidas a evaluar los componentes positivos del bienestar subjetivo (experiencia de sentimientos positivos, prosperidad, y satisfacción con la vida) cuentan con validez de constructo suficiente para confirmar la asociación reportada en estudios previos, en los cuales aspectos como la vitalidad, además de estar relacionada con condiciones físicas como la energía y la disposición positiva (Chaves et al., 2016), también contiene elementos psicológicos relacionados con el entusiasmo, la inspiración y la motivación (Ryan & Frederick, 1997), los cuales funcionan como motores de los actos humanos y de sus necesidades psicológicas básicas de pertenencia y reconocimiento (Chaves et al., 2016).

Asimismo, autores como Barragán y Morales (2014) argumentan que las emociones positivas previenen enfermedades y reducen la ansiedad y el estrés; y otros, como García (2015) y Sánchez-Fuentes et al. (2018), confirman que la satisfacción con la vida de un individuo está relacionada de manera positiva con la salud subjetiva, y que mayores niveles de satisfacción con la vida indican mejores niveles de salud general, salud mental, mejor funcionamiento físico, mejor rol emocional y función social. De manera general, los resultados también coinciden con la influencia positiva del bienestar sobre la salud (Barrantes-Brais & Ureña-Bonilla, 2015), pues se ha afirmado que la percepción de bienestar puede disminuir conductas de riesgo como el consumo de drogas y las tasas de mortalidad (Chida & Steptoe, 2008; Schwartz et al., 2011).

Por otra parte, la relación observada entre la experiencia de sentimientos negativos (componente del bienestar subjetivo) y mayor presencia de afectaciones en el rol emocional, mayor dolor corporal, percepción de enfermar-

se más fácilmente, y más limitaciones en el rol y la fusión física, así como con la ausencia de vitalidad y menor salud actual, concuerdan con la afirmación de Piqueras et al. (2010) y Pandey y Choubey (2010) acerca del papel que juegan tales sentimientos como principales *factores de riesgo* para contraer enfermedades físicas y mentales, pues estos tienden a disminuir la salud, y, cuando están presentes por tiempo prolongado, provocan un desajuste y pueden influir en el inicio, desarrollo y mantenimiento de trastornos de la salud tanto mentales (p. ej., trastorno de ansiedad, depresión mayor, ira patológica) como físicos (p. ej., trastornos cardiovasculares, reumatológicos, inmunológicos), lo cual obstaculizaría, en consecuencia, que los individuos perciban tener buena salud (Curhan et al., 2014; Pressman et al., 2013).

En conclusión, se podría afirmar que contar con medidas válidas de los tres componentes que hasta ahora se le han atribuido al bienestar subjetivo (Diener & Diener, 1995; OECD, 2011) para aproximarse a su estudio permite conocer de qué manera este juega su papel en otras variables, como es el caso de la salud (García, 2015), que impactan en cómo los individuos viven su día a día. Además, se resalta la importancia de llevar su estudio a diversos contextos sociales y culturales, como se hizo en la presente investigación —realizada en Ciudad de México—, dado el impacto que el aspecto social-cultural tiene sobre el bienestar subjetivo y sus dimensiones (Vera et al., 2013).

Finalmente, cabe señalar que el empleo de esta batería puede resultar útil para llevar a cabo investigaciones multidisciplinarias que incluyan los aportes de otras ciencias, como la economía o la medicina, por ejemplo, para conocer de forma más completa la variable del bienestar subjetivo, y así entender cómo las personas pueden experimentar bienestar a pesar de las dificultades políticas, sociales y económicas que afronta la sociedad.

Referencias

- Andrews, F., & Withey, S. (1976). *Social Indicators of Well-Being. Americans Perceptions of Life Quality*. Plenum Press.
- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., & García-Merita, M. (2000). Propiedades Psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en Adolescentes. *Psicothema*, 12(2), 314-319. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/7597>
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Avia, M., & Vázquez, C. (1998). *Optimismo Inteligente*. Alianza Editorial.
- Barragán, A., & Morales, C. (2014). Psicología de las emociones positivas: Generalidades y beneficios. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 19(1), 103-118. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=29232614006>
- Barrantes-Brais, K., & Ureña-Bonilla, P. (2015). Bienestar psicológico y bienestar subjetivo en estudiantes universitarios costarricenses. *Revista Intercontinental de Psicología y Educación*, 17(1), 101-123. <https://psicologiayeducacion.uic.mx/index.php/1/article/view/147>
- Bentler, P. M. (2006). *EQS 6: Structural equation program manual*. Multivariate Software.
- Carmona-Halty, M., & Villegas-Robertson, J. (2018). Escala de experiencias positivas y negativas (SPANÉ). Adaptación y validación en un contexto escolar chileno. *Interciencia: Revista de ciencia y tecnología de América*, 43(5), 317-321. https://www.interciencia.net/wp-content/uploads/2018/05/317-CARMONA-43_5.pdf
- Cassaretto, M., & Martínez, P. (2017). Validación de las escalas de bienestar, de florecimiento y afectividad. *Pensamiento Psicológico*, 15(1), 19-31. <http://dx.doi.org/10.11144/Javerianacali.PPS15-1.VEFA>
- Castro, A. (2011). Las rutas de acceso al bienestar. Relaciones entre bienestar hedónico y eudaemónico. Un estudio en población argentina. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 31(1), 37-57. https://www.aidep.org/o3_ridep/R31/R31%20art2res.pdf
- Chaves, M., Camarinha, M., & Lopes, M. (2016). La vitalidad y la vejez. *Revista virtual IGT na Rede*, 13(24), 114-133. <http://igt.psc.br/ojs3/index.php/IGTnaRede/article/view/478>
- Chida, Y., & Steptoe, A. (2008). Positive Psychological Well-Being and Mortality: A Quantitative Review of Prospective Observational Studies. *Psychosomatic Medicine, Journal of Biobehavioral Medicine*, 70(7), 741-756. <http://dx.doi.org/10.1097/PSY.0b013e31818105ba>
- Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52(4), 281-302. <https://doi.org/10.1037/h0040957>
- Curhan, K., Sims, T., Markus, H., Kitayama, S., Karasawa, M., Kawakami, N., Love, G., Coe, C., Miyamoto, Y., & Ryff, C. (2014). Just How Bad Negative Affect Is for Your Health Depends on Culture. *Psychological Science*, 25(12), 2277-2280. <https://doi.org/10.1177/0956797614543802>
- Daniel-González, L., de la Rubia, J. M., Valle de la O., A., García-Cadena, C. H., & Martínez-Martí, M. L. (2020). *Scale of Positive and Negative Experience--Mexican Spanish Version (SPANÉ)* [Database record]. APA PsycTests. <https://doi.org/10.1037/t82427-000>
- De Albuquerque, F., de Sousa, F., & Martins, C. (2010). Validação das escalas de satisfação com a vida e afetos para idosos rurais. *Psico*, 41(1), 85-92. <https://revistaseletronicas.pucrs.br/ojs/index.php/revistapsico/article/view/5110>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2008). Self-determination theory: A macro-theory of human motivation, development, and health. *Canadian Psychology*, 49(3), 182-185. <https://doi.org/10.1037/a0012801>

- Diener, E., & Chan, M. (2011). Happy People Live Longer: Subjective Well-Being Contributes to Health and Longevity. *Health and Well-Being*, 3(1), 1-43. <https://doi.org/10.1111/j.1758-0854.2010.01045.x>
- Diener, E., & Diener, M. (1995). Cross-Cultural Correlates of Life Satisfaction and Self-Esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(4), 653-663. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.4.653>
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. http://labs.psychology.illinois.edu/~ediener/Documents/Diener-Emmons-Larsen-Griffin_1985.pdf
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New Well-Being Measures: Short Scales to Assess Flourishing and Positive and Negative Feelings. *Social Indicators Research*, 97(2), 143-156. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9493-y>
- El Colegio de México. (2019). *Positivo*. En *Diccionario del Español de México*. [Documento en línea]. <https://dem.colmex.mx/Ver/positivo>
- García, C. (2015). *El bienestar subjetivo y su relación con la salud. Un análisis para España* [Tesis de licenciatura no publicada]. Universidad de Valladolid.
- González, R., Freire, C., Piñeiro, I., & González, P. (2010). Calidad de vida, bienestar y salud. En R. González, A. Valle, R. Arce, & F. Fariña (Eds.), *Calidad de vida, bienestar y salud* (pp. 5-22). Psicoeduca.
- Hernández, R., Fernández, C., & Baptista, M. (2010). *Metodología de la Investigación* (5.ª edición). Mc Graw Hill.
- Jurado, P., Soto, M., Conchas, M., & Nájera R. (2019). Estructura Factorial de la Escala de Satisfacción con la Vida de Diener en Universitarios Mexicanos. *Formación Universitaria*, 12(6), 183-190. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062019000600183>
- Medina-Calvillo, M., Gutiérrez-Hernández, C., & Padrós-Blázquez, F. (2013). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en población mexicana. *Revista de Educación y Desarrollo*, 10(27), 25-30. https://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_desarrollo/anteriores/27/027_Padros.pdf
- Millán, R., & Castellanos, R. (2018). *Bienestar subjetivo en México*. Instituto de Investigaciones Sociales, UNAM. <https://ru.iis.sociales.unam.mx/handle/IIS/5445>
- Moyano, E., & Ramos, N. (2007). Bienestar subjetivo: Midiendo satisfacción vital, felicidad y salud en población chilena de la Región Maule. *Revista Universum*, 22(2), 177-193. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-23762007000200012>
- Murillo, J., & Molero, F. (2012). La satisfacción vital: su relación con el prejuicio, la identidad nacional, la autoestima y el bienestar material, en inmigrantes. *Acta Colombiana de Psicología*, 15(2), 99-108. <https://actacolombianapsicologia.ucatolica.edu.co/article/view/270>
- Nakazato, N., Schimmack, U., & Oishi, S. (2011). Effect of Changes in Living Conditions on Well-Being: A prospective Top-Down Bottom-Up Model. *Social Indicators Research*, 100, 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11205-010-9607-6>
- Organización Mundial de la Salud [OMS]. (2013). *Salud mental: un estado de bienestar* [Documento en línea]. https://www.who.int/features/factfiles/mental_health/es/
- Organization for Economic Cooperation and Development [OECD]. (2011). *How's Life? Measuring Well-being*. OECD. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264201392-en>
- Padrós, F., Gutiérrez, C., & Medina, M. (2015). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS) de Diener en población de Michoacán (México). *Avances en Psicología Latinoamericana*, 33(2), 223-232. <https://doi.org/10.12804/apl33.02.2015.04>

- Pandey, R., & Choubey, A. (2010). Emotion and Health: An overview. *Journal of Projective Psychology and Mental Health*, 17(2), 135-152. <https://psycnet.apa.org/record/2010-19762-005>
- Pavot, W., Diener, E., & Suh, E. (1998). The Temporal Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 70(2), 340-354. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa7002_11
- Pavot, W., Diener, E., Colvin, C., & Sandvik, E. (1991). Further validation of the Satisfaction with Life Scale: Evidence for the cross-method convergence of well-being measures. *Journal of Personality Assessment*, 57(1), 149-161. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5701_17
- Pérez, N. (2013). Variables predictivas de la satisfacción con la vida en estudiantes universitarios. En C. Cardona, E. Chiner & A. Giner, A. (Eds.), *Investigación e innovación educativa al servicio de Instituciones y comunidades globales, plurales y diversas*. AIDIPE (pp. 1548-1552). XVI Congreso Nacional/ II Internacional de Modelos de Investigación Educativa.
- Piqueras, J., Ramos, V., & Matínez, A. (2010). Emociones negativas y salud. *Avances en Psicología: Revista de la Facultad de Psicología y Humanidades*, 18(1), 33-57. <https://revistas.unife.edu.pe/index.php/avancesenpsicologia/article/view/1919>
- Pressman, S., Gallagher, M., & Lopez, S. (2013). Is the Emotion-Health Connection a "First-World Problem"? *Psychological Science*, 24(4), 544-549. <https://doi.org/10.1177/0956797612457382>
- Reyes, I., & García y Barragán, L. (2008). Procedimiento de Validación Psicométrica Culturalmente Relevante: Un ejemplo. En S. Rivera, R. Díaz-Loving, R. Sánchez & I. Reyes (Eds.), *La Psicología Social en México, Vol. XII*, (pp. 625-636). Asociación Mexicana de Psicología Social.
- Rojas, M. (2011). El bienestar subjetivo: su contribución a la apreciación y la consecución del progreso y el bienestar humano. *Realidad, Datos y Espacio. Revista Internacional de Estadística y Geografía*, 2(1), 64-77. https://rde.inegi.org.mx/rde_o2/doctos/rde_o2_art4.pdf
- Ryan, R., & Frederick, C. (1997). On energy, personality, and health: subjective vitality as a dynamic reflection of well-being. *Journal of Personality*, 65(3), 529-565. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1997.tb00326.x>
- Sánchez-Fuentes, M., Flórez-Donado, J., Torres-Salazar, P., Herrera-Mendoza, K., de la Ossa-Sierra, J., de Castro, A., Rodríguez-Calderón, G., Mejía, E., Gómez, M., Parra-Barrera, S., Espinoza, V., Montero, D., & Rebolledo, J. (2018). Satisfacción con la vida y su relación con la religión y la salud en estudiantes universitarios de Colombia. *Revista Espacios*, 39(5), 26-36. <https://www.revistaespacios.com/a18v39n05/a18v39n05p26.pdf>
- Sánchez, R., García, M., & Martínez, B. (2017). Encuesta de Salud SF-36: Validación en tres contextos culturales de México de la Encuesta de Salud SF-36. *Revista Iberoamericana de Evaluación Psicológica*, 45(3), 5-16. <https://doi.org/10.21865/RIDEP45.3.01>
- Schwartz, R., Gryczynski, J., O'Grady, K., Sharfstein, J., Warren, G., Olsen, Y., Gwin, S., & Jaffe, J. (2011). Schwartz et al. Respond. *American Journal of Public Health*, 103(8), e2-e3. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2013.301428>
- Silva, A., & Caetano, A. (2013). Validation of the Flourishing Scale and Scale of Positive and Negative Experience in Portugal. *Social Indicators Research*, 110(2), 469-478. <https://link.springer.com/article/10.1007/s11205-011-9938-y>
- Sociedad Mexicana de Psicología (2019). *Código ético del psicólogo*. Trillas. https://www.psicologia.unam.mx/documentos/pdf/comite_etica/CODIGO_ETICO_SMP.pdf
- Vargas, D. (2018). Evaluación de las dimensiones de la satisfacción con la vida. Un enfoque metodológico. En R. Millán, & R. Castellanos (Eds.), *Bienestar subjetivo en México* (pp. 85-116). Universidad Nacional Autónoma de México.

- Vázquez, C., Duque, A., & Hervás, G. (2013). Satisfaction with life scale in a representative sample of Spanish adults: Validation and normative data. *Spanish Journal of Psychology*, 16(82), 1-15. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.82>
- Vera, J., Yañez, A., & Grubits, S. (2013). Evaluación del bienestar subjetivo en estudiantes universitarios de México y Brasil. *Psicología para América Latina*, 25, 77-90. <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/psilat/n25/ao6.pdf>
- Ware, J., & Sherbourne, C. (1992). The MOS 36-item short-form health survey (SF-36). I. Conceptual framework and item selection. *Medical Care*, 30(6), 473-483. <http://dx.doi.org/10.1097/00005650-199206000-00002>
- Zubieta, E., Fernández, O., Bombelli, J., & Mele, S. (2011, Noviembre 22-25). El bienestar eudaimónico, la soledad social emocional y la importancia de la confianza y las redes [Presentación oral]. *III Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología, XVIII Jornadas de Investigación Séptimo Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR*. Balvanera, Buenos Aires. <https://www.academica.org/000-052/667.pdf>