

Escala de Bienestar Subjetivo (EBS-20 y EBS-8): Construcción y Validación

Subjective Well-being Scale (EBS-20 and EBS-8): Construction and Validation

Nazira Calleja¹ y Tere A. Mason²

Resumen

Con el propósito de desarrollar y validar una escala (y su versión corta) para evaluar los dos componentes del bienestar subjetivo: satisfacción con la vida y afecto positivo, se efectuaron tres estudios. En el primero se construyeron los reactivos con grupos focales, se obtuvo su validez de contenido y se conformó la EBS-20, la cual fue aplicada a 320 estudiantes universitarios; el AFE mostró la conformación bifactorial propuesta. Esta solución fue corroborada con AFC en el Estudio 2, y se obtuvieron evidencias de validez convergente y discriminante con instrumentos de optimismo, gratitud, felicidad y soledad aplicados a la muestra (n=300). En el estudio 3 (n=456) se derivó y validó la versión corta de 8 reactivos. Los resultados mostraron que ambas versiones (EBS-20 y EBS-8) cuentan con evidencias de validez y confiabilidad muy satisfactorias. Se concluye que pueden ser utilizadas eficientemente en la medición del bienestar subjetivo.

Palabras clave: bienestar subjetivo, satisfacción con la vida, afecto positivo, validación, análisis psicométrico

Abstract

In order to develop and validate a scale (and its short version) to evaluate the two components of subjective well-being: life satisfaction and positive affect, three studies were carried out. In Study 1, the items were constructed from focus groups, their content validity was obtained, and the EBS-20 was integrated; it was applied to 320 university students and the EFA showed the proposed two-factor structure. This solution was corroborated with CFA in Study 2, and convergent and discriminant validity evidences were obtained with instruments assessing loneliness, optimism, gratitude and happiness applied to the sample (n=300). In Study 3 (n=456), a short version of eight items was derived and validated. The results showed that both versions (EBS-20 and EBS-8) have very satisfactory validity and reliability evidence. It is concluded they can be used efficiently in the measurement of subjective well-being.

Keywords: subjective well-being, life satisfaction, positive affect, validity, psychometrics

¹ Doctora en Psicología. Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México. Investigadora y Docente. Av. Universidad 3004, Col. Copilco-Universidad, Del. Coyoacán, CP 04510, México, CDMX. Tel.: 52 55 1126-6797. Correo: ncalleja@unam.mx

² Licenciada en Psicología. Estudiante de Doctorado en Psicología. Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México. Av. Universidad 3004, Col. Copilco-Universidad, Del. Coyoacán, CP 04510, México, CDMX. Tel.: 5255 1842-5901. Correo: teremason@hotmail.com

Introducción

A partir del surgimiento de la psicología positiva, y particularmente desde la primera publicación de Diener en 1984, el interés en el estudio del bienestar subjetivo (BS) se ha incrementado significativamente. El BS se refiere a la medida en que una persona cree o siente que, en general, su vida va bien; implica la evaluación subjetiva de su calidad de vida, es decir, desde su propia perspectiva (Diener, Lucas, & Oishi, 2018). Debido a la naturaleza subjetiva del constructo, las personas pueden ponderar las circunstancias objetivas de manera diferente, según sus metas, sus valores e incluso su cultura. El BS se distingue, por tanto, de los indicadores materiales de bienestar o calidad de vida. La relevancia del concepto de BS ha llegado a ser tal que en países como Estados Unidos, Reino Unido y Francia su medición en grandes muestras se utiliza para orientar la formulación de políticas públicas (Cheung & Lucas, 2014).

Cuadra y Florenzano (2003) señalan que, después de numerosas controversias, se ha llegado a la conclusión de que el BS incluye componentes cognitivo-valorativos (la evaluación de qué tan satisfecha está la persona con su vida, es decir, cuál es la relación entre las metas deseadas y las alcanzadas) y afectivo-emocionales (qué tanto la persona experimenta más emociones agradables que negativas en su vida), y que la dimensión emocional está conformada por afectos positivos y negativos. Algunos autores han señalado que ambos afectos deben considerarse estructuras distintas y relativamente independientes (Flores-Kanter & Medrano, 2018; Watson, Clark, & Tellegen, 1988), en tanto que en otros estudios se han encontrado correlaciones negativas de moderadas a altas entre ellos (Moral de la Rubia, 2011; Sandín et al., 1999). Comúnmente se distingue el BS del bienestar psicológico; al primero se le denomina también hedónico y al segundo, eudaimónico, el cual incluye el sentido de propósito en la vida, el crecimiento personal y la existencia de relaciones positivas, y excluye explícitamente el componente afectivo (Ryan & Deci, 2001; Keyes, Shmotkin, & Ryff, 2002). Sin embargo, investigaciones recientes sugieren una superposición sustancial entre los dos constructos (Disabato, Goodman, Kashdan, Short, & Jarden, 2016).

Se han estudiado numerosos correlatos del BS. Por ejemplo, se ha encontrado una asociación positiva, pero asintótica, entre el ingreso y el BS, ya que, al parecer, más allá de un determinado nivel de ingreso (punto de saciedad), el BS ya no aumenta (Stevenson & Wolfers, 2013). También las relaciones sociales afectan el BS; por ejemplo, Moyano Díaz y Ramos Alvarado (2007) reportaron que la familia y el estado civil – estar casados – influyen significativamente en el BS (lo que probablemente tenga que ver con la sensación de soledad que experimentan quienes no poseen vínculos sociales sólidos). Asimismo, el BS se relaciona de forma significativa con el optimismo y la autoestima, según los hallazgos de Lucas, Diener y Suh (1996), y con la autoeficacia, de acuerdo con los resultados de Gómez, De Posada, Barrera y Cruz (2007). La investigación no ha mostrado una asociación directa y simple entre el BS y factores como el nivel educativo (Michalos, 2008) y el sexo (Zuckerman, Li, & Diener, 2017). Con respecto a la edad, se ha reportado una relación de U con el BS, desde los años 20 hasta los 70, obteniéndose los niveles más bajos en los años 40 (Blanchflower & Oswald, 2008).

Un área fundamental en la investigación sobre el BS se ha dedicado al análisis de las propiedades psicométricas de los instrumentos que lo miden, la mayoría de los cuales son de auto informe. Diener et al. (2018) señalan que, en general, se ha reportado alta consistencia interna en las escalas que miden el constructo, confiabilidad test-retest moderada, y validez de criterio con medidas de variables asociadas teóricamente con el BS (red nomológica). Respecto de las medidas de reactivo único (que se emplean con frecuencias en estudios gubernamentales a gran escala), los índices psicométricos obtenidos han sido adecuados (v. gr., Cheung & Lucas, 2014).

La escala más comúnmente utilizada para medir el BS en jóvenes y adultos es la SWLS (Satisfaction with Life Scale), de Diener, Emmons, Larsen y Griffin (1985), la cual evalúa los aspectos cognitivos del bienestar, con un factor, cinco reactivos y siete opciones de respuesta. La SWLS ha sido traducida al español y aplicada en poblaciones hispanoamericanas (v. gr., Atienza, Pons, Balaguer, & García-Merita, 2000, en España; Gómez et al., 2007, en Colombia; Moyano Díaz & Ramos Alvarado,

2007, en Chile; Medrano, Flores-Kanter, Trógolo, Curarello, & González, 2015, en Argentina; Padrós Blázquez, Gutiérrez Hernández, & Medina Calvillo, 2015, en México). Dado que la SWLS evalúa sólo una de las dimensiones del BS, es frecuente que se aplique con otros instrumentos que miden el componente afectivo, como las Escalas de Afecto Positivo y Afecto Negativo (PANAS), de Watson et al. (1988), que consta de 20 reactivos formados por palabras que describen diferentes emociones y sentimientos; las opciones de respuesta evalúan qué tan presentes han estado en diferentes periodos de la vida de la persona.

El objetivo del presente trabajo fue desarrollar una escala para medir específica y concretamente dos de los tres componentes del BS (Diener et al., 2018): la satisfacción con la vida y el afecto positivo. Se planteó este objetivo considerando, como se ha señalado: a) que en la medición del BS generalmente se aplican dos escalas diferentes: una para evaluar la dimensión cognitivo-valorativa (SWLS, Diener et al., 2005) y otra para la dimensión afectivo-emocional (PANAS, Watson et al., 1988); b) que el PANAS no fue creado expresamente para evaluar el BS y posee un formato distinto (lista de emociones) al utilizado para evaluar el otro componente; c) que es posible que los afectos o emociones positivas (hedónicas) a las que se hace alusión en la definición de BS, no sean necesariamente los estados de ánimo positivo de algunos de los reactivos del PANAS (v. gr., Alerta, Atento, Inspirado, Fuerte, Decidido o Excitado); d) que la evidencia que apoya la ortogonalidad del afecto positivo y negativo aún es controversial (Flores-Kanter & Medrano, 2018; Moral de la Rubia, 2011); e) que las personas que consideran que su vida posee muchas características deseables, es decir, que se encuentran satisfechas con ella, tienden a experimentar emociones positivas (Diener et al., 2018); f) que, si bien la SWLS y el PANAS han sido traducidas y validadas en sociedades hispanohablantes, se han desarrollado con participantes (mayormente estudiantes universitarios) de una cultura anglosajona, de tal manera que, aún adaptados, presentan reactivos con interpretaciones diferentes (por ejemplo, Lapuente, Dominguez-Lara, Flores-Kanter, & Medrano, 2018, encontraron que el reactivo "Alerta" del PANAS resultó ambiguo en una

muestra argentina, ya que al parecer connota tanto afecto positivo como negativo), y g) que el desarrollo y validación de instrumentos de medición en nuestros países, como alternativa a los traducidos y adaptados de otras culturas, también puede contribuir a la psicometría.

Un segundo objetivo fue crear una versión corta de la escala, con características psicométricas similares a la versión larga. Los instrumentos cortos o breves tienen ventajas significativas sobre los más extensos: requieren menos tiempo de aplicación, son menos demandantes para el participante, disminuyen el tiempo de procesamiento de los datos y, cuando forman parte de una batería, facilitan la incorporación de otros instrumentos, lo cual permite evaluar un amplio rango de constructos en una sola aplicación (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018).

Se pretende que ambos instrumentos estén conformados por reactivos claros y comprensibles para la población hispanohablante en general, y que reúnan características psicométricas de confiabilidad y validez muy satisfactorias.

La investigación se planeó para obtener evidencias de validez en tres etapas sucesivas: 1) construcción de la Escala de Bienestar Subjetivo y obtención de validez de contenido, índices de confiabilidad y estructura factorial exploratoria; 2) validación de la estructura bifactorial con AFC, prueba de un modelo unifactorial y obtención de evidencias de validez de criterio (convergente y discriminante) para la EBS-20, con base en cuatro constructos de la red nomológica del BS: soledad, optimismo, gratitud y felicidad; 3) revalidación de la escala obtenida y validación de una versión corta (8 reactivos).

Estudio 1. Construcción, validez de contenido y análisis factorial exploratorio de la Escala de Bienestar Subjetivo (EBS)

Método

Diseño

El tipo de investigación fue instrumental, la cual, de acuerdo con Ato, López y Benavente (2013), corresponde a los estudios que analizan las propiedades psicométricas de instrumentos de medición psicológica.

Participantes

La muestra estuvo integrada por 320 estudiantes universitarios de carreras de ciencias de la salud (44.3%), de ciencias físico-matemáticas e ingenierías (46.2%), de ciencias sociales y administrativas (6.4%) y de artes y humanidades (3.1%). Se obtuvo mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia. La media de edad de los participantes fue de 21.15 años (DE=2.01); 64.6% eran mujeres y 93.1%, solteros.

Instrumentos

Escala de Bienestar Subjetivo

Elaboración de la escala. A partir de la revisión de la literatura, el BS fue definido, para los fines de este trabajo, como la satisfacción general que surge de la evaluación de la experiencia global de la propia vida y un estado anímico positivo (Diener, Oishi, & Lucas, 2003; Hervás & Vázquez, 2013; Tomyn, Weinberg, & Cummins, 2015; García-Viniegras & González Benítez, 2000). Incluye, por tanto, una dimensión cognitiva (Satisfacción con la vida) y una emocional (Afecto positivo).

Con base en esta definición, en el análisis de otras escalas que medían el constructo (v. gr., el Pemberton Happiness Index, de Hervás, & Vázquez, 2013; la Escala de Bienestar Psicológico en Jóvenes, de Casullo et al., 2002; la Escala de Locus de Control-Bienestar Subjetivo, de Velasco Matus et al., 2015), pero sobre todo, a partir de la información obtenida de seis grupos focales efectuados con hombres y mujeres de diferentes edades y grupos sociales, se elaboraron 84 reactivos para Satisfacción con la vida y 63 para Afecto positivo. Estos reactivos fueron revisados por un grupo de expertos, quienes evaluaron el cumplimiento de los criterios psicométricos de elaboración de reactivos (construcción gramatical y lenguaje sencillos, frases cortas y relativas a creencias u opiniones, inclusión de una sola idea, términos precisos y comunes, ausencia de adverbios o adjetivos absolutos, ausencia de la palabra “no” y de dobles negativos, facilidad de respuesta, no amenazante ni avergonzante); de esta revisión resultaron 25 reactivos para cada una de las dimensiones.

Validez de contenido. Para evaluar la validez de contenido de la versión inicial de 25 reactivos

de la Escala de Bienestar Subjetivo, se pidió a cinco expertos que, en una escala de 1 a 5, indicaran para cada reactivo qué tan relevante era respecto de la definición teórica, así como en qué medida estaban cubiertas las dimensiones por los reactivos incluidos en ellas. Para cada reactivo se calculó el índice V de Aiken de acuerdo interjueces, cuyo valor oscila entre 0 (ausencia de acuerdo) y 1 (acuerdo total); se ha establecido un valor crítico $\geq .75$ para V (con error Tipo I $\leq .05$) y $\geq .70$ para el límite inferior del intervalo de confianza (Penfield & Giacobbi, 2004; Ventura-León, 2019). En cada dimensión se conservaron los 10 reactivos con los coeficientes más altos en relevancia y cobertura; los valores V obtenidos para los 20 reactivos oscilaron entre .89 (IC95%: .73 - .96) y .96 (IC95%: .82 - .99).

Opciones de respuesta. Se eligieron opciones de respuesta de ‘acuerdo’ para la dimensión de Satisfacción con la vida y de ‘frecuencia’ para la de Afecto positivo. En la aplicación piloto se probaron seis opciones simétricas (de Totalmente en desacuerdo a Totalmente de acuerdo, y de Nunca a Siempre); al analizar la distribución de respuestas para cada reactivo, se observó que más del 50% de los participantes eligieron las dos opciones superiores y menos del 10%, las dos inferiores. En la medición del constructo de BS suele presentarse el “efecto de techo”, en el que los puntajes tienden a agruparse en el extremo superior del rango posible de respuestas (Christopher, 2017). Este efecto constituye una limitación en la medición, puesto que reduce la posibilidad de que se detecten con precisión las diferencias en la cantidad del atributo que poseen las personas evaluadas (Streiner, Norman, & Cairney, 2015); además, disminuye la variabilidad en la distribución de los datos, que es el fundamento de los procedimientos psicométricos (Furr, 2018). Un medio para resolver el sesgo de la distribución con un alto efecto de techo consiste en modificar las opciones de respuesta (Moret et al., 2007); por tanto, en el presente estudio se disminuyeron las opciones de desacuerdo y de baja frecuencia y se aumentaron las de acuerdo y de alta frecuencia, de tal manera que las opciones utilizadas fueron para Satisfacción con la vida: En desacuerdo (1), Ni de acuerdo ni en desacuerdo (2), De acuerdo (3), Muy de acuerdo (4), Bastante de acuerdo (5), Totalmente de acuerdo (6); y para

Afecto positivo. Nunca (1), Casi nunca (2), Algunas veces (3), Muchas veces (4), Casi siempre (5) y Siempre (6).

Procedimiento

Se efectuó una aplicación piloto de la escala a 50 participantes con características similares a los de la muestra final, con el propósito de evaluar la claridad y comprensión total de cada uno de los reactivos, de las instrucciones y de las opciones de respuesta, así como la adecuación de la secuencia en la que se presentaban los reactivos. Inmediatamente después de la aplicación, se efectuaron entrevistas estructuradas. Con la información obtenida, se realizaron ajustes mínimos en la redacción de algunos reactivos; no fue necesario modificar el formato ni la secuencia de los reactivos.

Durante la aplicación final, se pidió a los participantes que leyeran el consentimiento informado que se colocó al inicio del instrumento e indicaran su acuerdo en participar en el estudio. Además, los aplicadores explicaron a los estudiantes el propósito del estudio y señalaron que la participación era absolutamente voluntaria, y que las respuestas serían utilizadas sólo con fines de investigación y tratadas en forma anónima y confidencial. La escala fue aplicada en formato impreso, en los salones de clase y en el campus de la universidad.

Análisis de los datos

Se emplearon los programas SPSS, versión 22, Excel y FACTOR 10.10.01 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017). Inicialmente, se realizó la discriminación de reactivos para determinar cuáles de ellos cumplían los criterios psicométricos para proceder con el análisis de validez y confiabilidad de la escala (Reyes-Lagunes & García y Barragán, 2008). Se analizó la distribución de frecuencias de cada reactivo a fin de descartar aquellos que tuvieran más del 50% de las respuestas en una de las opciones, ya que, cuando la mayoría de los individuos responden de la misma manera, los reactivos no son adecuados para analizarse con procedimientos que se fundamentan en la variabilidad. Asimismo, se obtuvieron los puntajes de asimetría y curtosis con el propósito de detectar y descartar reactivos con valores $> |1|$, que muestran distribuciones no

normales (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Para la discriminación de reactivos por diferencias entre grupos extremos, se obtuvieron los puntajes correspondientes a los cuartiles 1 y 3 a partir del puntaje total de la escala, y se dividió la distribución en tres grupos: alto, medio y bajo; finalmente, se calcularon los puntajes *t* para comparar el grupo alto contra el bajo en cada uno de los reactivos y eliminar aquellos que no discriminaran entre ambos grupos. También se obtuvieron los índices de correlación de cada uno de los reactivos con el puntaje total de la escala, eliminando el reactivo en cuestión (Índice de Homogeneidad corregida, *IHc*); se descartan reactivos con correlaciones $< .20$ (Schmeiser & Welch, 2006). Además, se realizó un análisis de multicolinealidad (Kline, 2011), con el propósito de identificar reactivos redundantes (correlaciones inter-reactivo $> .95$).

A fin de probar la estructura subyacente de la escala (Thompson, 2008), se efectuó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE). Aunque al trabajar con escalas tipo Likert se recomienda emplear modelos de análisis basados en correlaciones policóricas (Brown, 2006), se efectuó el AFE con correlaciones Pearson puesto que, excepto en distribuciones acentuadamente asimétricas, es decir, con índices de asimetría $> |1|$, los datos resultan adecuados para escalas con cinco o más opciones de respuesta (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Dado que puede considerarse que los reactivos con ese número de opciones se miden en escala continua (Ledesma, Ferrando, & Tosi, 2019), se utilizó el método de Máxima Verosimilitud (MV); Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco (2014) afirman que, si se tienen distribuciones aproximadamente normales, como es el caso, MV es el método adecuado porque ofrece más información que otros. Se empleó rotación oblicua Promax, ya que se considera que los factores se encuentran asociados. Se obtuvo el coeficiente de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett, la cual contrasta la hipótesis de que la matriz de correlaciones es igual a la matriz identidad (Thompson, 2008). El número de factores a retener se determinó mediante el análisis paralelo que, de acuerdo con Lloret et al. (2014), es una de las técnicas más exactas para este propósito y consiste en seleccionar los componentes o factores comunes que presenten

Tabla 1. Distribución porcentual en cada una de las opciones de respuesta de los 20 reactivos de la EBS, índices de asimetría y curtosis e índices de homogeneidad corregida (IHc)

Reactivos	Opciones de respuesta (%)						Asimetría	Curtosis	IHc
	1	2	3	4	5	6			
SV1. Me gusta mi vida	1.3	4.6	9.1	25.0	23.5	36.6	-.701	-.375	.896
SV2. Estoy satisfecho/a con mi vida	1.2	5.0	13.2	27.5	25.1	28.1	-.669	-.541	.842
SV3. Mi vida es feliz	1.4	4.2	13.2	22.2	29.5	29.7	-.568	-.645	.861
SV4. Mi vida es maravillosa	1.2	7.0	18.0	25.1	25.9	22.9	-.467	-.915	.861
SV5. Tengo una buena vida	1.2	4.6	6.3	24.2	30.4	33.4	-.626	-.463	.751
SV6. Estoy satisfecho/a con quien soy	1.3	6.2	11.6	23.4	27.1	30.5	-.740	-.386	.843
SV7. Mi vida es como quiero que sea	1.2	7.4	18.4	32.4	24.3	16.4	-.266	-.981	.780
SV8. Volvería a vivir mi vida	1.4	6.8	11.4	22.0	19.7	38.6	-.663	-.769	.784
SV9. Tengo logros importantes en mi vida	1.3	3.4	9.9	29.1	27.5	28.9	-.648	-.629	.790
SV10. Mi vida es interesante	1.2	7.0	17.2	32.3	21.9	20.5	-.690	-.653	.818
AP1. Estoy "de buenas"	1.2	6.2	20.0	17.0	36.0	19.7	-.419	-.866	.778
AP2. Soy una persona feliz	1.4	5.4	17.6	16.2	32.0	27.3	-.551	-.744	.902
AP3. Mi vida me trae alegría	1.4	6.2	20.8	14.6	27.9	29.3	-.462	-.952	.901
AP4. Me siento de buen humor	1.3	5.0	19.6	22.2	36.0	16.0	-.319	-.811	.811
AP5. Disfruto de mi vida	1.2	5.0	13.2	18.2	27.5	35.0	-.689	-.681	.908
AP6. Me siento contento/a	1.4	4.3	21.5	20.1	38.7	13.5	-.439	-.670	.876
AP7. Me siento en paz conmigo mismo/a	1.1	8.2	23.3	11.8	31.2	24.5	-.499	-.756	.850
AP8. Soy una persona entusiasta	1.1	11.1	27.7	13.0	27.5	19.7	-.524	-.824	.809
AP9. Disfruto de las actividades cotidianas que realizo	1.3	3.8	21.2	22.6	27.9	23.3	-.339	-.914	.831
AP10. Disfruto de los detalles de la vida	1.2	5.8	12.8	19.4	24.3	36.6	-.589	-.743	.775
Media (%)	1.2	5.8	16.3	21.9	28.2	26.5			

autovalores (media y percentil 95) mayores a los que se obtendrían en distribuciones generadas al azar; su cálculo se efectuó utilizando el programa FACTOR. En la determinación de los reactivos asociados con cada factor se consideraron cargas factoriales $>.50$.

Con el propósito de obtener la confiabilidad de consistencia interna de la escala y de las subescalas se calcularon coeficientes alfa de Cronbach, cuyo valor debía estar por arriba de $.80$ (DeVellis, 2016). Se consideró el cálculo del "alfa si se elimina el elemento" para cada reactivo, el cual no debe ser mayor que el obtenido para la escala total; en caso de que lo fuera, se descartaría el reactivo. Se obtuvieron asimismo los índices omega de confiabilidad compuesta u ordinal, que se estiman desde el modelo factorial (McDonald, 1999), aun cuando se ha encontrado que al utilizar más de cinco opciones de respuesta (que es el caso para la EBS), el problema del nivel de medición de los reactivos disminuye y pueden considerarse mediciones intervalares (Miles & Shevlin, 2011).

Las puntuaciones de las subescalas y de la escala total se obtuvieron con las medias de los reactivos que las componen. Al dividir los puntajes totales entre el número de reactivos, los valores resultantes se encuentran en un rango

homogéneo de 1 a 6, lo que hace posible realizar comparaciones, así como interpretaciones en función de las etiquetas de los valores. Se efectuó un análisis de correlación de Pearson entre las subescalas del instrumento.

Resultados

Discriminación de reactivos

Ninguno de los 20 reactivos tuvo que ser eliminado al efectuar los procedimientos de discriminación de reactivos por distribución de frecuencias, por asimetría y curtosis, por diferencias entre grupos extremos y por índices de homogeneidad corregida (IHc). Los porcentajes de participantes en cada una de las seis opciones de respuesta se muestran en la Tabla 1; el porcentaje más alto en una de las opciones correspondió al reactivo "AP6. Me siento contento/a" (Casi siempre: 38.7%). Los valores de asimetría y curtosis no sobrepasaron el valor máximo de $|1|$, ya que oscilaron entre $-.266$ y $-.701$, para la primera, y entre $-.375$ y $-.981$, para la segunda. Todos los valores de las prueba t efectuadas para probar, en cada reactivo, la diferencia entre los puntajes totales de la escala del grupo bajo y los del alto, resultaron altamente significativos ($p < .001$). Finalmente, para ninguno de los reactivos las correlaciones reactivo-puntaje total eliminando el

Tabla 2. Análisis factorial exploratorio de la Escala de Bienestar Subjetivo-20, medidas descriptivas, cargas factoriales y comunales

Reactivos	Media* (DE)	λ		h^2
		Satisfacción con la vida k=10	Afecto positivo k=10	
SV1. Me gusta mi vida	4.55 (1.36)	.924	.889	.798
SV4. Mi vida es maravillosa	4.26 (1.47)	.825	.804	.728
SV3. Mi vida es feliz	4.53 (1.32)	.814	.803	.719
SV8. Volvería a vivir mi vida	4.02 (1.64)	.803	.685	.643
SV2. Estoy satisfecho/a con mi vida	4.39 (1.49)	.792	.765	.720
SV5. Tengo una buena vida	4.70 (1.13)	.752	.625	.454
SV10. Mi vida es interesante	4.24 (1.63)	.748	.705	.606
SV9. Tengo logros importantes en mi vida	4.36 (1.43)	.724	.664	.535
SV6. Estoy satisfecho/a con quien soy	4.38 (1.45)	.691	.745	.668
SV7. Mi vida es como quiero que sea	4.06 (1.61)	.664	.641	.571
AP4. Me siento de buen humor	4.48 (1.34)	.035	.761	.776
AP10. Disfruto de los detalles de la vida	4.57 (1.30)	.035	.705	.669
AP1. Estoy "de buenas"	4.43 (1.41)	.036	.694	.655
AP2. Soy una persona feliz	4.49 (1.42)	.202	.875	.828
AP8. Soy una persona entusiasta	4.31 (1.54)	.119	.709	.662
AP6. Me siento contento/a	4.70 (1.26)	.223	.812	.774
AP5. Disfruto de mi vida	4.57 (1.41)	.265	.865	.853
AP7. Me siento en paz conmigo mismo/a	4.23 (1.52)	.208	.767	.762
AP3. Mi vida me trae alegría	4.41 (1.40)	.292	.853	.796
AP9. Disfruto de las actividades cotidianas que realizo	4.48 (1.32)	.223	.725	.698
Media* (DE)	4.66 (1.16)	4.60 (1.23)	4.68 (1.21)	
Escala total y factores				

*Media teórica: 3.5; rango posible: 1-6.

Método MV, rotación Promax.

reactivo (IHC) resultaron $<.20$, ya que fueron de .65 a .85 (véase Tabla 1).

Evidencias de validez factorial

El AFE efectuado con el método de MV, rotación Promax, mostró un valor del índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de .969; la significancia de la prueba de esfericidad de Bartlett fue $p<.001$, ambos satisfactorios. El AFE arrojó claramente diferenciados los dos factores teóricos propuestos en la literatura, los cuales se tomaron en cuenta para la redacción de los reactivos. Los resultados del análisis paralelo indicaron una solución de dos factores, ya que sólo los dos primeros autovalores extraídos de los datos (14.667 y 1.453) resultaron mayores que los correspondientes a la media (1.467 y 1.381, respectivamente) y al percentil 95 (1.551 y 1.437, respectivamente) de los autovalores obtenidos al azar. La varianza total explicada por ambos factores fue de 75.45%. En la Tabla 2 se muestra la solución y las cargas factoriales, así como las comunales para cada uno de los 20 reactivos de la escala. Aun cuando las cargas de los reactivos resultaron altas dentro del factor al que

correspondían y bajas en el otro, el índice de correlación obtenido entre los factores ($r=.870$) podría indicar una estructura unifactorial; ambos modelos se prueban en el Estudio 2. La media y la desviación estándar de los puntajes para las subescalas y para la escala total también se presentan en la Tabla 2. En todos los casos, las medias resultantes se ubicaron por arriba de la media teórica.

Índices de confiabilidad

El índice de consistencia interna obtenido para la escala total fue $\alpha=.970$, para la subescala de Satisfacción con la vida, $\alpha=.948$ y para la subescala de Afecto positivo, $\alpha=.964$. Para ninguno de los reactivos el "alfa si se elimina el elemento" resultó mayor que el obtenido para la escala total, lo cual mostró la homogeneidad de la escala y que cada uno de los reactivos aporta a la medición del constructo. Se calcularon también los índices de confiabilidad compuesta u ordinal, que fueron, respectivamente, $\omega=.958$, .931 y .928.

Estudio 2. Validación de estructura (AFC) y de criterio de la EBS-20

Método

Participantes

Participaron en el estudio 300 estudiantes universitarios de carreras de ciencias de la salud (53.0%), de ciencias físico-matemáticas e ingenierías (32.3%), de ciencias sociales y administrativas (12.7%) y de artes y humanidades (2.0%). La media de edad de los participantes fue de 21.01 años ($DE=2.85$); el 75.0% eran mujeres y la gran mayoría, solteros (94.0%).

Instrumentos

Escala de Bienestar Subjetivo. Se aplicó la versión de 20 reactivos validada en el Estudio 1. Se utilizaron las mismas seis opciones de respuesta empleadas anteriormente.

Escala de Soledad (Montero & López Lena, 1998). El Inventario Multifacético de Soledad (IMSOL) está integrado por dos escalas: Conductas de afrontamiento ante la soledad y Soledad como fuente de afecto deficitario; esta última consta de cuatro factores, cuyos índices de consistencia interna oscilan entre .72 y .94, y que explican el 51.0% de la varianza total: Bienestar emocional, Amistad, Pareja y Compañeros de trabajo. Del factor de Bienestar emocional, compuesto por 20 reactivos, se tomaron los 10 reactivos que tenían las cargas factoriales más altas, y con ellos se integró la Escala de Soledad. En el análisis factorial exploratorio efectuado en el presente estudio con el método de factorización de ejes principales, los 10 reactivos se integraron en un factor único, con una varianza explicada de 54.49%, con $\lambda > .594$ y un índice de confiabilidad $\alpha = .90$.

Cuestionario de Optimismo (Pedrosa, Celis-Atenas, Suárez-Álvarez, García-Cueto, & Muñiz, 2015). El Cuestionario de Optimismo es un instrumento unifactorial, que consta de nueve reactivos, con una varianza explicada de 42.43% y un índice de confiabilidad reportado por los autores de $\alpha = .84$. En el presente estudio se obtuvo también una estructura unifactorial (varianza explicada: 60.84% y $\lambda > .64$), con un índice de consistencia interna de .93.

Escala de Gratitud (McCullough, Emmons & Tsang, 2002). Los autores probaron la estructura unifactorial del Gratitude Questionnaire-6 (GQ-6) ($CFI > .95$ y $SRMR = .04$) y reportaron un índice de consistencia interna $\alpha = .82$. Los seis reactivos que integran el GQ-6 fueron traducidos al español por dos traductores independientes nativos hispanohablantes, y retraducidos al idioma original por otros dos traductores cuya lengua materna era el inglés. El análisis factorial exploratorio (método de factorización de ejes principales) en la presente muestra arrojó un factor único, que explicó el 59.14% de la varianza total, con $\lambda > .60$, y $\alpha = .90$.

Medida Analógica de Felicidad (Versión adaptada de la Escalera de Cantril, 1965). La Escalera de Cantril ha sido ampliamente utilizada en estudios transnacionales para evaluar satisfacción con la vida (Ortiz-Ospina & Roser, 2018). Consiste en presentar a la persona una escalera numerada de cero a diez y pedir a la persona que suponga que la parte superior de la escalera representa la mejor vida posible y la parte inferior, la peor; a continuación se le pregunta dónde cree que se ubica en el momento actual, hace 5 años y dentro de 5 años. Se ha indicado que el resultado constituye una medida continua, con intervalos de igual tamaño. Levin y Currie (2014) analizaron sus propiedades psicométricas en siete diferentes muestras y reportaron una confiabilidad test-retest (con un periodo inter-aplicaciones de cuatro semanas) de $r_s = .70$ e índices de validez convergente con otras medidas de BS entre $r_s = .21$ y $.58$. En la versión utilizada en el presente estudio no se mostró el dibujo de una escalera y se indagó sólo la evaluación del momento actual. La instrucción fue: "Imagina una escalera numerada del 0 al 10. El escalón más alto (el 10) representa la mejor vida posible para ti y la parte inferior (el 0), la peor. ¿En qué escalón dirías que te ubicas actualmente?".

Para todas las escalas se utilizaron seis opciones de respuesta; para la Escala de Soledad las opciones fueron de 'acuerdo' y para las de Optimismo y Gratitud, de 'frecuencia'. Los reactivos de todas las escalas fueron ordenados aleatoriamente, verificando que la secuencia final de la batería fuera congruente. Se elaboró un cuestionario de datos sociodemográficos, que incluía la Medida Analógica de Felicidad.

Procedimiento

Para su aplicación, la batería se elaboró tanto en formato impreso como en versión electrónica, ya que se ha reportado que las versiones electrónicas y las de papel son equivalentes en la medición de constructos psicológicos (cfr. Determann, Lambooi, Steyberg, Bekker-Grob, & Ardine de Wit, 2017). Los aplicadores de la versión impresa se presentaban en los salones de clase de los participantes o en el campus de la institución universitaria a la que asistían. De la misma manera que en el Estudio 1, se incluyó el consentimiento informado al inicio de la batería. Una vez que se les explicaba el propósito del estudio, se les indicaba que su participación era completamente voluntaria y que podían interrumpirla en el momento que así lo consideraran; también se les informaba que sus respuestas serían tratadas anónima y confidencialmente. En las aplicaciones electrónicas el consentimiento informado se incluyó en la primera sección del instrumento. Se emplearon las plataformas Google Forms y E-survey creator, así como los formularios de Adobe Acrobat IX; se difundieron mediante redes sociales y por correo electrónico. El 63.7% de los datos recolectados correspondió a los formatos impresos, y el 36.3% a los electrónicos.

Análisis de los datos

Se emplearon los programas SPSS y AMOS, ambos versión 22. Para confirmar la estructura factorial de la escala obtenida en el estudio 1 mediante el AFE, se aplicó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Los datos faltantes (<5%) fueron imputados con interpolación lineal. Se evaluó la normalidad multivariada de los datos con la prueba de Mardia; según Bollen (1989), existe normalidad multivariada si el coeficiente de curtosis multivariada es inferior a $p(p+2)$, donde p es el número de variables observadas. El método de estimación fue MV, que resulta adecuado con curtosis <70 (Rodríguez Ayán & Ruiz Díaz, 2008). Para determinar el ajuste del modelo propuesto, se analizaron los siguientes índices (Hu & Bentler, 1999): prueba de bondad de ajuste χ^2 ; al tratarse de un parámetro sensible al tamaño de la muestra, se consideró el cociente χ^2/df (CMIN/DF) cuyo valor <3 indica un ajuste adecuado, los índices comparativos CFI

(Comparative Fit Index) y NFI (Normed Fit Index), y los de proporción de varianza GFI (Goodness of Fit Index) y AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index), que con valores >.90 (CFI >.95) se interpretan como propios de un ajuste adecuado; así como los de error: SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) y RMSEA (Root Mean Square of Aproximation), que muestran un ajuste adecuado si su valor es <.05 en el primer caso, y <.08, en el segundo. Se efectuaron los cambios propuestos en los índices de modificación (Modification Indices, MI) a fin de mejorar el ajuste del modelo.

Para obtener evidencias de la validez de criterio de la EBS-20, se efectuaron análisis de correlación de Pearson entre las subescalas del instrumento y los puntajes promedio de las variables evaluadas como parte de la red nomológica del BS.

Resultados

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Inicialmente, se probó la normalidad multivariada de los datos mediante la obtención del coeficiente de curtosis multivariada con la prueba de Mardia, el cual resultó de 64.955, valor inferior al límite indicado por Bollen (1989), que para 20 variables observadas sería: $20(20+2) = 440$. Para evaluar el ajuste del modelo obtenido en el AFE del estudio 1, se efectuó un AFC. El modelo resultante aparece en la Figura 1, en la que se muestran los coeficientes factoriales estandarizados con los índices de ajuste obtenidos, los cuales resultaron satisfactorios. Dado que la relación entre los factores fue nuevamente alta ($r=.89$), se probó también un modelo unifactorial. En este caso, los índices de ajuste resultaron menos satisfactorios: $\chi^2(165)=584.666$; CMIN/DF=3.543; NFI=.896; CFI=.923; AGFI=.747; SRMR=.045; RMSEA=.092 (.084 - .100). A pesar de que las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas (λ estandarizadas entre .668, para el reactivo SV8, y .867, para el reactivo AP2, $p<.001$), para mejorar el ajuste del modelo, los MI marcaban establecer numerosas covarianzas entre residuales (20 con $MI>10$), lo cual es altamente desaconsejado (Byrne, 2010), por lo que se decidió mantener la estructura bifactorial para los 20 reactivos.

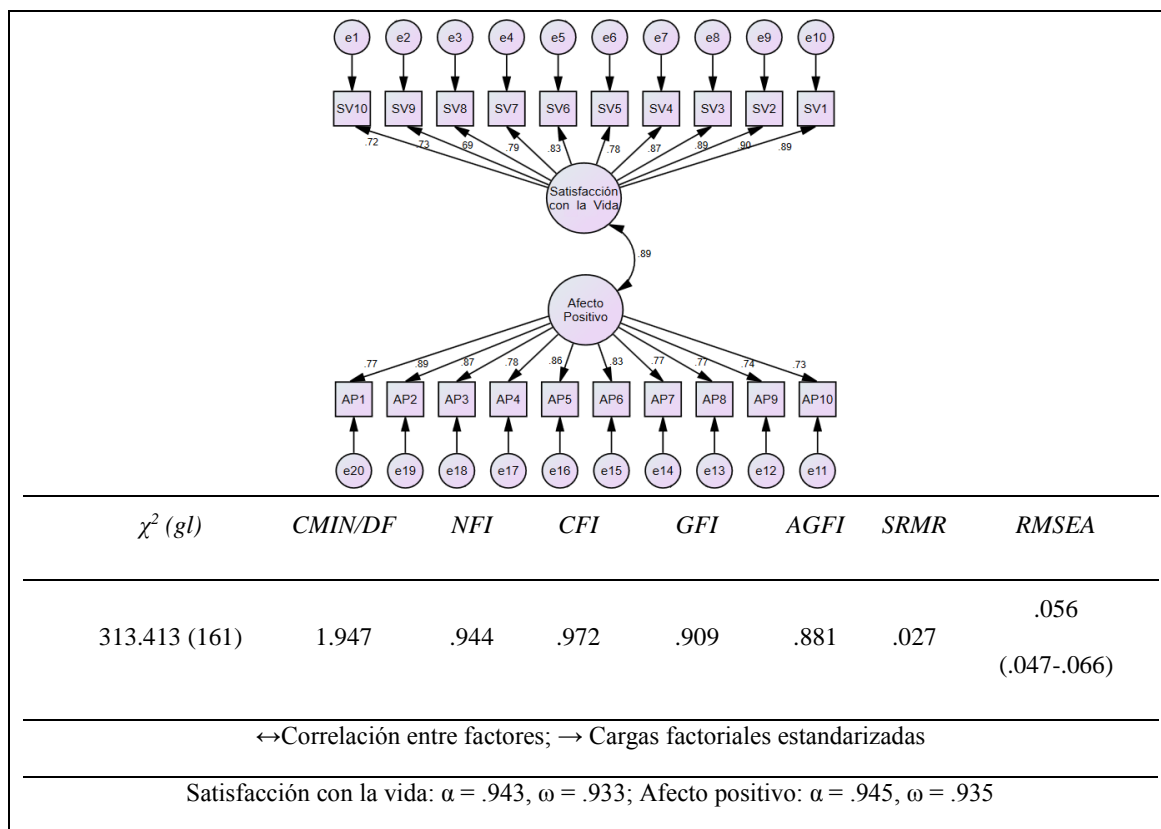


Figura 1. AFC del modelo bifactorial de la EBS-20 y sus índices de ajuste

Tabla 3. Medidas descriptivas e índices de correlación de las subescalas de la Escala de Bienestar Subjetivo y del puntaje total con los constructos asociados nomológicamente con el BS

Escala de Bienestar Subjetivo-20	Escala de Soledad	Cuestionario de Optimismo	Escala de Gratitud	Medida Analógica de Felicidad
Relación esperada	Negativa	Positiva	Positiva	Positiva
Subescala de Satisfacción con la vida Media = 4.41 (1.14)	-.599*	.865*	.786*	.409*
Subescala de Afecto positivo Media = 4.13 (1.27)	-.626*	.793*	.695*	.295*
Escala de Bienestar Subjetivo Media = 4.27 (1.15)	-.640*	.863*	.770*	.364*
Media (DE)	1.13 (0.88)	4.30 (1.14)	4.74 (1.03)	7.61 (1.34)
Rango posible	1 a 6	1 a 6	1 a 6	1 a 10

* $p < .001$.

Evidencias de validez de criterio

Las evidencias de validez de criterio de la Escala de Bienestar Subjetivo se derivaron de su red nomológica, la cual establece las diferentes relaciones que teóricamente sostiene el constructo con mediciones de otras variables, como la soledad, el optimismo, la gratitud y la felicidad. Como se observa en la Tabla 3, los análisis de correlación efectuados entre los puntajes de las dos subescalas y la escala total, y los puntajes de los cuatro instrumentos aplicados, mostraron índices en la dirección esperada, que resultaron altamente significativos, y que evidenciaron la validez discriminante y convergente de la escala. Las

correlaciones más altas se obtuvieron con el Cuestionario de Optimismo, particularmente la subescala de Satisfacción con la vida, y las menos fuertes con la Medida Analógica de Felicidad, en especial con la subescala de Afecto positivo. En la Tabla 3 se presentan también las medidas descriptivas de los instrumentos.

Estudio 3. Desarrollo y validación de la versión corta (EBS-8)

Método

Participantes

Participaron en este estudio 456 estudiantes universitarios de licenciatura y de posgrado, cuyas

edades oscilaron entre los 18 y los 30 años (media=21.34, DE=2.75); el 63.4% de ellos eran mujeres y 87.7%, solteros.

Instrumento

Escala de Bienestar Subjetivo. Se aplicó la versión de veinte reactivos validada en los estudios 1 y 2. Se utilizaron siete opciones de respuesta; para el factor de Satisfacción con la vida las opciones fueron de 'acuerdo' [En desacuerdo (1), Ni de acuerdo ni en desacuerdo (2), Ligeramente de acuerdo (3), De acuerdo (4), Muy de acuerdo (5), Bastante de acuerdo (6), Totalmente de acuerdo (7)], y para el factor de Afecto positivo, de 'frecuencia' [Rara vez (1), A veces (2), Algunas veces (3), Muchas veces (4), La mayoría de las veces (5), Casi siempre (6) y Siempre (7)]. Se aplicó también el cuestionario de datos sociodemográficos.

Procedimiento

El instrumento se presentó a los participantes en formato impreso. Los aplicadores acudieron a los salones de clase y al campus de diversas instituciones universitarias; una vez leído el consentimiento informado que aparecía al inicio del instrumento, los aplicadores explicaban el objetivo del estudio y señalaban que la participación era completamente voluntaria y anónima, y que sus respuestas serían confidenciales y utilizadas sólo para propósitos de investigación.

Análisis de los datos

Inicialmente, se evaluó la influencia de incrementar de seis a siete el número de opciones de respuesta sobre el efecto de techo, para lo cual se obtuvieron los porcentajes de participantes en cada una de las opciones de respuesta y los valores de asimetría y curtosis de cada reactivo. Para la creación de una forma corta a partir de una escala larga con dos o más factores, Stöber y Joormann (2001) proponen seleccionar reactivos con correlaciones altas con el puntaje total de la escala y con el de su propio factor, lo cual aseguraría la confiabilidad de la versión corta. Raes, Pommier, Neff y Van Gucht (2011) enfatizan la necesidad de que se elijan reactivos que representen cada una de las dimensiones previstas en la escala y preserven su contenido. En el presente estudio, además de estas consideraciones, se tomaron en cuenta las R^2 y las cargas factoriales de cada reactivo para elegir

aquellos que conformarían la escala corta de ocho reactivos. Se efectuaron análisis factoriales confirmatorios con los procedimientos indicados en el Estudio 2, para probar tres modelos: a) de dos factores con 20 reactivos, b) de dos factores con ocho reactivos y c) de un factor con ocho reactivos. Se obtuvieron también los coeficientes alfa y omega para cada modelo.

Resultados

La utilización de siete opciones de respuesta en lugar de seis tuvo un efecto favorable sobre el efecto de techo, ya que incrementó la dispersión de la distribución y redujo el porcentaje de participantes en las opciones superiores. El porcentaje promedio de participantes en cada una de las opciones de respuesta fue: opción 1: 2.5%; 2: 6.3%; 3: 13.3%; 4: 15.2%; 5: 18.2%; 6: 24.3%, y 7: 20.2%. Los valores de asimetría y curtosis también resultaron menores que cuando se usaron seis opciones; para asimetría oscilaron entre -0.063 y -0.621, y para curtosis, entre -0.275 y -0.951.

Se probó nuevamente, mediante AFC, el modelo de 20 reactivos y dos factores, y se obtuvieron índices de ajuste similares a los del Estudio 2 (véase Tabla 4) e, igualmente, una correlación alta entre los factores y altos índices de consistencia interna. Con base en las cargas factoriales (coeficientes de regresión estandarizados) y las varianzas explicadas de cada reactivo obtenidas en este AFC, así como en los índices de correlación de cada reactivo con el puntaje total de BS y con el puntaje total de su correspondiente factor (Satisfacción con la vida o Afecto positivo), se identificaron aquellos con los índices más altos (véase la Tabla 5). Para conformar la versión breve se probaron modelos con 10, nueve y ocho reactivos. Debido a que se obtuvieron índices de ajuste similares, se tomó la decisión de utilizar y reportar la más corta.

El criterio de las correlaciones y el de los índices del AFC coincidieron en las puntuaciones más altas de siete de los ocho reactivos, pero difirieron en el octavo; el *API. Estoy "de buenas"* tuvo correlaciones más altas que el *AP8. Soy una persona entusiasta*, y éste, cargas factoriales y varianzas más altas que el *AP1*. Se conservó el reactivo *AP1*.

Se consideró incluir cuatro reactivos de cada una de las dimensiones originales, por lo que se

Tabla 4. Índices de ajuste de los AFC e índice de consistencia interna de los tres modelos de la Escala de Bienestar Subjetivo

Modelo	χ^2 (gl)	CMIN/DF	NFI	CFI	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA (IC)	α	ω
Dos factores, 20 reactivos	442.614 (155)	2.856	.962	.975	.910	.878	.022	.064 (.057-.071)	SV .967 AP .973	.971 .977
Dos factores, 8 reactivos	74.911 (17)	4.407	.983	.987	.961	.918	.012	.087 (.067-.107)	SV .945 AP .953	.883 .868
Un factor,	12.250	2.450	.997	.996	.993	.998	.007	.046	.968	.972
Criterios de corte	< 3	> .90	> .95	> .90	> .90	> .90	< .05	< .08	> .80	> .80

Tabla 5. Índices de correlación de los reactivos con el puntaje total de BS y con el puntaje de su respectivo factor, cargas factoriales (coeficiente de regresión estandarizados) y varianza explicada del modelo de dos factores con 20 reactivos y de un factor con 8 reactivos

Reactivos	Correlaciones con			Cargas factoriales estandarizadas		Varianza explicada (R ²)	
	BS	SV	AP	Mod. 20	Mod. 8	Mod. 20	Mod. 8
*AP5. Disfruto de mi vida	.923	—	.932	.934	.928	.872	.860
*AP3. Mi vida me trae alegría	.918	—	.931	.927	.933	.860	.871
*AP2. Soy una persona feliz	.902	—	.926	.910	.932	.829	.868
*SV4. Mi vida es maravillosa	.901	.919	—	.879	.859	.773	.739
*SV2. Estoy satisfecho(a) con mi vida	.894	.915	—	.869	.849	.755	.720
*SV1. Me gusta mi vida	.876	.904	—	.860	.857	.739	.735
*AP1. Estoy "de buenas"	.901	—	.911	.879	.835	.773	.714
AP8. Soy una persona entusiasta.	.872	—	.896	.906	—	.821	—
*SV3. Mi vida es feliz	.868	.883	—	.853	.849	.728	.721
SV7. Mi vida es como quiero que sea.	.855	.873	—	.833	—	.693	—
AP6. Me siento contento/a.	.854	—	.891	.845	—	.714	—
AP9. Disfruto de las actividades cotidianas que realizo.	.853	—	.881	.846	—	.716	—
SV6. Estoy satisfecho/a con quien soy.	.852	.887	—	.820	—	.672	—
AP7. Me siento en paz conmigo mismo/a.	.842	—	.883	.849	—	.721	—
AP4. Me siento de buen humor.	.839	—	.888	.826	—	.683	—
SV10. Mi vida es interesante.	.830	.866	—	.795	—	.632	—
SV5. Tengo una buena vida.	.821	.840	—	.787	—	.620	—
SV9. Tengo logros importantes en mi vida.	.806	.843	—	.782	—	.611	—
SV8. Volvería a vivir mi vida.	.797	.844	—	.763	—	.583	—
AP10. Disfruto de los detalles de la vida.	.777	—	.839	.783	—	.613	—

*Reactivos incluidos en el modelo de un factor con ocho reactivos.

BS: Puntaje total de BS; SV: Puntaje de Satisfacción con la Vida; AP: Puntaje de Afecto Positivo.

eligió el reactivo *SV3. Mi vida es feliz* de la dimensión de Satisfacción con la vida, aun cuando tenía índices menores que otros dos de la dimensión Afecto positivo (AP1 y AP8).

Inicialmente, se probó un modelo bifactorial con los ocho reactivos; sin embargo, aun después de efectuar los cambios pertinentes señalados en los

MI, el CMIN/DF resultó >3 y el RMSEA >.08. Por tanto, se decidió conformar un modelo de un solo factor. En este caso, el modelo de ocho reactivos ajustó correctamente (véase Tabla 4). Las cargas factoriales y las R² obtenidas para cada uno de los ochos reactivos en el modelo de un factor resultaron significativas y se muestran en la Tabla 6; los más

altos correspondieron a los reactivos AP3. *Mi vida me trae alegría* y AP2. *Soy una persona feliz*, y los más bajos al reactivo AP1. *Estoy "de buenas"*. La correlación entre los puntajes totales de la EBS-20 (media=5.36, DE=1.37) y los de la EBS-8 (media=5.41, DE=1.41) fue de .988 ($p < .001$).

Respecto de las medidas descriptivas de la distribución de la EBS-8, la media fue de 5.41 (DE=1.41) y se ubicó por arriba de la media teórica (4.00). Los puntajes correspondientes a los cuartiles ($P_{25}=4.37$; $P_{50}=5.87$; $P_{75}=6.62$) podrían orientar la interpretación (BS bajo, puntajes $< P_{25}$; medio bajo, puntajes $> P_{25}$ y $< P_{50}$; medio alto, puntajes $> P_{50}$ y $< P_{75}$, y alto, puntajes $> P_{75}$). Al probar diferencias por sexo en los puntajes de BS, se encontró que los hombres (media=5.34, DE=1.44) y las mujeres (media=5.44, DE=1.40) no difirieron significativamente, $t(435)=-.756$, d de Cohen=.070; tampoco resultó significativa la correlación entre BS y edad ($r=-.041$, $p > .05$).

Discusión y Conclusiones

Una parte sustancial del proceso de desarrollo de un instrumento de evaluación psicosocial se basa en la recolección de evidencias de validez y confiabilidad que permitan garantizar la calidad de la medición. La presente investigación tuvo como propósito construir una escala larga y una versión corta para evaluar los dos componentes del BS: satisfacción con la vida y afecto positivo, con reactivos elaborados por y para hispanohablantes. La evaluación de los reactivos efectuada por expertos en el Estudio 1 mostró evidencia de validez de contenido y el AFE apoyó la estructura planteada teóricamente. Los resultados del AFC efectuado en el Estudio 2 ratificaron la validez de esta estructura bifactorial. Se probó también un modelo unifactorial, el cual no mostró un ajuste adecuado, a pesar de la alta correlación obtenida entre ambos factores. Todas las cargas factoriales fueron altas, lo que indica la relevancia de los reactivos para el constructo medido. Los índices de consistencia interna obtenidos (alfa y omega) señalaron que la escala es altamente confiable.

Respecto de las evidencias de validez de criterio, la EBS-20 correlacionó de manera significativa y en el sentido esperado, con los

puntajes del Cuestionario de Optimismo, la Escala de Gratitud, la Medida Analógica de Felicidad y la Escala de Soledad. La evidencia teórica y empírica respalda que el BS se relaciona con estos constructos (Atienza et al., 2000; Kong, You, & Zhao, 2017; Lucas et al., 1996; Vera-Villaruel, Celis-Atenas, & Córdova-Rubio, 2011; Toussaint & Friedman, 2009). Se obtuvieron los índices más altos entre Satisfacción con la vida y Optimismo, lo cual indica la existencia de una muy fuerte relación entre estos constructos: las personas satisfechas con su vida tienden a ser optimistas (Kong et al., 2017). Con la evaluación global de felicidad, que fue medida con un reactivo único, las correlaciones resultaron menos altas; si bien se ha reportado que las medidas de satisfacción con la vida de un solo reactivo podrían ser válidas y confiables (Lucas & Donnellan, 2012), es posible que cuando se pide a las personas que indiquen dónde se ubican en una escala de la peor (0) a la mejor vida posible (10), consideren diferentes elementos en su evaluación, por lo que, en realidad, se estarían midiendo constructos distintos, lo que explicaría la magnitud moderada de las correlaciones encontradas. Además, el hecho de que se haya pedido a los participantes que imaginaran una escalera, en lugar de presentarles la imagen impresa, pudo haber tenido alguna influencia en los resultados. Un estudio futuro podría evaluar el impacto de ambas instrucciones.

El propósito del Estudio 3 fue desarrollar y validar una versión corta de la EBS-20. Los ocho reactivos que la integran (cuatro de Satisfacción con la vida y cuatro de Afecto positivo) fueron elegidos considerando tanto las correlaciones de cada reactivo con la escala total y con su factor (Stöber & Joormann, 2001), como las cargas factoriales y las varianzas explicadas más altas del modelo de dos factores con 20 reactivos. Si bien en el modelo bifactorial de 20 reactivos se presentan diferenciadas las dimensiones de satisfacción con la vida y afecto positivo, su correlación es muy alta, de tal manera que una persona que juzga que su vida es satisfactoria y considera que su vida es feliz (componente cognitivo-valorativo), tiende a experimentar emociones de alegría y felicidad (componente afectivo-emocional). Ello podría explicar el hecho de que en la versión corta ambos componentes

resultaran integrados en una dimensión única. Nuevas investigaciones deberán orientarse a dilucidar si esta integración es un efecto de la forma en que se evaluaron los dos componentes.

Aun cuando el número de reactivos se redujo a menos de la mitad, la versión corta no implicó una disminución de los índices de consistencia interna. Esta escala corta mostró una correlación casi perfecta con la de 20 reactivos. La versión corta podría ser particularmente útil en situaciones en las que se cuenta con poco tiempo para la aplicación o se emplea junto con una batería extensa de instrumentos; en cambio, la escala completa se aplicaría si es preciso obtener información específica de las dos dimensiones que la integran. En ambos casos, el puntaje total se interpretaría como una medida de BS.

En relación con las medidas descriptivas, se encontró que las personas tienden a evaluar favorablemente su BS (por arriba de la media teórica). Los resultados también confirmaron los hallazgos de otros estudios respecto a la ausencia de diferencias en BS entre hombres y mujeres (Zuckerman, Li, & Diener, 2017) y de no relación entre BS y edad en universitarios (Marrero Quevedo, González Villalobos, & Carballeira Abella, 2014). Los cuartiles de la distribución se presentan como una posible guía de interpretación de los puntajes brutos de la EBS-8.

Los hallazgos de los tres estudios sucesivos reportados aquí permiten concluir que la Escala de Bienestar Subjetivo de 20 reactivos y dos factores, así como la versión corta de ocho reactivos y un factor, con siete opciones de respuesta, poseen excelentes propiedades psicométricas, ya que los resultados mostraron evidencias de validez de contenido, de validez de estructura (exploratoria y confirmatoria), de validez de criterio (convergente con optimismo, gratitud y felicidad, y discriminante con soledad) y de confiabilidad. Por ello, se concluye que ambas versiones pueden ser usadas eficientemente en la evaluación del constructo de BS y que la EBS-8 constituye una alternativa práctica y económica a la forma larga EBS-20.

A pesar de estas fortalezas, deben considerarse algunas limitaciones de la investigación. Una de ellas fue el uso exclusivo de datos de auto-informe para medir los cuatro constructos utilizados para la validación de

criterio de la EBS. Otra limitación es que la escala se desarrolló básicamente con estudiantes universitarios. A fin de generalizar su validación, las autoras han iniciado la realización de estudios con personas de diversas edades, escolaridades y ocupaciones. Los resultados preliminares parecen indicar la presencia de invarianza de medición de la ENS-8 a través de estas variables.

Referencias

- 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. doi:10.21865/RIDEP50.1.05.
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, *29*(3), 1038-1059. doi:10.6018/analesps.29.3.178511.
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (2008). Hypertension and happiness across nations. *Journal of Health Economics*, *27*(2), 218-233. doi:10.1016/j.jhealeco.2007.06.002.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley y Sons.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. (2nd edition). New York: The Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Routledge.
- Cantril, H. (1965). *The pattern of human concern*. Nueva Jersey: Rutgers University Press.
- Casullo, M., Brenlla, M., Castro, A., Cruz, M., González, R., Maganto, C., Martín, M., Martínez, O., Montoya, I., & Morote, R. (2002). *Evaluación del Bienestar Psicológico en Iberoamérica*. Buenos Aires: Paidós.
- Cheung, F., & Lucas, R. E. (2014). Assessing the validity of single-item life satisfaction measures: Results from three large samples. *Quality of Life Research*, *23*(19): 2809-2818. doi:10.1007/s11136-014-0726-4.
- Christopher, A. N. (2017). *Interpreting and using statistics in psychological research*. Los Angeles, CA: Sage.

- Cuadra, H., & Florenzano, R. (2003). El bienestar subjetivo: Hacia una psicología positiva. *Revista de Psicología, 12*(1), 83-96. doi:10.5354/0719-0581.2012.17380.
- Determann, D., Lambooi, M., Steyerberg, E., Bekker-Grob, E., & Ardine de Wit, G. (2017). Impact of survey administration mode on the results of a health-related discrete choice experiment: Online and paper comparison. *Value in Health, 20*(7), 953-960. doi:10.1016/j.jval.2017.02.007.
- DeVellis, R. F. (2016). *Scale development: Theory and applications*. (4th edition.). Los Angeles, CA: Sage.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin, 95*, 542-575. doi:10.1037/0033-2909.95.3.542.
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*(1), 71-75. doi:10.1207/s15327752jpa4901_13.
- Diener, E., Lucas, R. E., & Oishi, S. (2018). Advances and open questions in the science of subjective well-being. *Collabra: Psychology, 4*(1), 1-78. doi:10.1525/collabra.115.
- Diener, E., Oishi, S., & Lucas, R. E. (2003). Personality, culture, and subjective well-being: Emotional and cognitive evaluations of life. *Annual Review of Psychology, 54*(1), 403-425. doi:10.1146/annurev.psych.54.101601.145056.
- Disabato, D. J., Goodman, F. R., Kashdan, T. B., Short, J. L., & Jarden, A. (2016). Different types of well-being? A cross-cultural examination of hedonic and eudaimonic well-being. *Psychological Assessment, 28*(5), 471-482. doi:10.1037/pas0000209.
- Dominguez-Lara, S. A., & Merino-Soto, C. (2018). Versión breve de la escala de afrontamiento ante la ansiedad e incertidumbre preexamen (COPEAU) en universitarios peruanos. *Educación Médica, 19*(S2), 67-72. doi:10.1016/j.edumed.2017.04.011.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo, 31*(1), 18-33. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441003.pdf>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema, 29*(2), 236-240. doi:10.7334/psicothema2016.304.
- Flores-Kanter, P. E., & Medrano, L. A. (2018). Comparación de dos versiones reducidas de la Escala PANAS: Análisis factoriales en una muestra argentina. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 49*(4), 37-46. doi:10.21865/RIDEP49.4.03
- Furr, R. M. (2018). *Psychometrics: An introduction*. (3rd edition). Los Angeles, CA: Sage.
- García-Viniegras, C. R., & González Benítez, I. (2000). La categoría Bienestar Psicológico: Su relación con otras categorías sociales. *Revista Cubana de Medicina General Integral, 16*(6), 586-592.
- Gómez, V., De Posada, C. V., Barrera, F., & Cruz, J. E. (2007). Factores predictores de bienestar subjetivo en una muestra colombiana. *Revista Latinoamericana de Psicología, 39*(2), 311-325.
- Hervás, G., & Vázquez, C., (2013). Construction and validation of a measure of integrative well-being in seven languages: The Pemberton Happiness Index. *Health and Quality of Life Outcomes, 11*(66). doi:10.1186/1477-7525-11-66.
- 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. doi:10.1080/10705519909540118.
- Keyes, C., Ryff, C., & Shmotkin, D. (2002). Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions. *Journal of Personality and Social Psychology, 82*(6), 1007-1022. doi:10.1037//0022-3514.82.6.1007.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. (3rd edition). New York: Guilford.
- Koenig, H. G., & Larson, D. B. (2001). Religion and mental health: Evidence for an association. *International Review of Psychiatry, 13*(2), 67-78. doi:10.1080/09540260124661.
- Kong, F., You, X., & Zhao, J. (2017). Evaluation of the gratitude questionnaire in a Chinese sample of adults: Factorial validity, criterion-related validity, and measurement invariance

- across sex. *Frontiers in Psychology*, 8:1498. doi:10.3389/fpsyg.2017.01498.
- Lapuente, L., Dominguez-Lara, S., Flores-Kanter, P. E., & Medrano, L. A. (2018). Estructura del bienestar subjetivo mediante análisis bifactor: ¿Unidimensional o multidimensional? *Avaliação Psicológica*, 17(2), 252-259. doi:10.15689/ap.2018.1702.14521.11.
- Ledesma, R. D., Ferrando, P. J., & Tosi, J. D. (2019). Uso del Análisis Factorial Exploratorio en RIDEP. Recomendaciones para autores y revisores. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 52(3), 173-180. doi:10.21865/RIDEP52.3.13.
- Levin, K. A., & Currie, C. (2014). Reliability and validity of an adapted version of the Cantril Ladder for use with adolescent samples. *Social Indicators Research*, 119(2), 1047-1063. doi:10.1007/s11205-013-0507-4.
- 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. doi:10.6018/analesps.30.3.199361.
- Lucas, R. E., & Donnellan, M. B. (2012). Estimating the reliability of single-item life satisfaction measures: Results from four national panel studies. *Social Indicators Research*, 105(3), 323-331. doi:10.1007/s11205-011-9783-z.
- Lucas, R. E., Diener, E., & Suh, E. (1996). Discriminant validity of well-being measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, 616-628. doi:10.1037/0022-3514.71.3.616.
- Marrero Quevedo, R., González Villalobos, J., & Carballeira Abella, M. (2014). Relación entre bienestar subjetivo, optimismo y variables sociodemográficas en estudiantes universitarios de la Universidad de San Luis Potosí en México. *Universitas Psychologica*, 13(3), 1083-1098. doi:10.11144/Javeriana.UPSY13-3.rbso.
- McCullough, M. E., Emmons, R. A., & Tsang, J. A. (2002). The grateful disposition: A conceptual and empirical topography. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(1), 112-127. doi:10.1037/0022-3514.82.1.112.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Medrano, L. A., Flores-Kanter, P. E., Trógolo, M., Curarello, A., & González, J. (2015). Adaptación de la Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) para la población de Estudiantes Universitarios de Córdoba. *Anuario de Investigaciones de la Facultad de Psicología*, 2(1), 22-36. Recuperado de: <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/aifp/artic/e/download/12503/12773>.
- Michalos, A. (2008). Education, happiness and wellbeing. *Social Indicators Research*, 87(3), 347-366. doi:10.1007/s11205-007-9144-0.
- Miles, J., & Shevlin, M. (2011). *Applying regression & correlation: A guide for students and researchers*. Los Angeles, CA: Sage.
- Montero, & López Lena, M. E. (1998). *Soledad: Desarrollo y validación de un inventario multifacético para su medición*. Tesis de Doctorado en Psicología Social. Facultad de Psicología, UNAM.
- Moral de la Rubia, J. (2011). La Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) en parejas casadas mexicanas. *Ciencia ergo-sum*, 18(2), 117-125. Recuperado de: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=10418753002>
- Moret, L., Nguyen, J. M., Pillet, N., Falissard, B., Lombraill, P., & Gaasquet, I. (2007). Improvement of psychometric properties of a scale measuring inpatient satisfaction with care: A better response rate and a reduction of the ceiling effect. *BMC Health Services Research*, 7, 197. doi:10.1186/1472-6963-7-197.
- Moyano Díaz, E., & Ramos Alvarado, N. (2007). Bienestar subjetivo: Midiendo satisfacción vital, felicidad y salud en población chilena de la Región Maule. *Universum (Talca)*, 22(2), 177-193. doi:10.4067/S0718-23762007000200012.
- Ortiz-Ospina, E., & Roser, M. (2018). *Happiness and life satisfaction*. Published online at [OurWorldInData.org](https://ourworldindata.org). Recuperado de: <https://ourworldindata.org/happiness-and-life-satisfaction>.
- Padrós Blázquez, F., Gutiérrez Hernández, C. Y., & Medina Calvillo, M. A. (2015). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS) de Diener en población de Michoacán (México). *Avances en Psicología Latinoamericana*, 33(02), 223-232. doi:10.12804/apl33.02.2015.04.

- Pedrosa, I., Celis-Atenas, K., Suárez-Álvarez, J., García-Cueto, E., & Muñiz, J. (2015). Cuestionario para la evaluación del optimismo: Fiabilidad y evidencias de validez. *Terapia Psicológica*, 33(2), 127-138. doi:10.4067/S0718-48082015000200007.
- Penfield, R. D., & Giacobbi, Jr., P. R. (2004). Applying a score confidence interval to Aiken's Item Content-Relevance Index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8(4), 213-225. doi:10.1207/s15327841mpee0804_3.
- Raes, F., Pommier, E., Neff, K. D., & Van Gucht, D. (2011). Construction and factorial validation of a short form of the self-compassion scale. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 18(3), 250-255. doi:doi.org/10.1002/cpp.702.
- Reyes-Lagunes, I., & García y Barragán, L. (2008). Procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante: Un ejemplo. *La Psicología Social en México*, 12, 625-636.
- Rodríguez Ayán, M. N., & Ruiz Díaz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/pdf/169/16929206.pdf>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology*, 52, 141-166.
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M. A., & Valiente, R. M. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: Validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11(1), 37-51. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=7271114>
- Schmeiser, C. B., & Welch, C. (2006). Test development. En R.L. Brennan (Ed.) *Educational measurement* (4th edition). Westport, CT: American Council on Education/Praeger.
- Stevenson, B., & Wolfers, J. (2013). Subjective well-being and income: Is there any evidence of satiation? *The American Economic Review*, 103(3), 598-604. doi:10.1257/aer.103.3.598.
- Stöber, J., & Joormann, J. (2001). A short form of the Worry Domains Questionnaire: Construction and factorial validation. *Personality and Individual Differences*, 31, 119-126. doi:10.1016/S0191-8869(00)00163-X.
- Streiner, D., Norman, G., & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*. (5th edition). Oxford: Oxford University Press.
- Thompson, B. (2008). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis: Understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Tomyn, A. J., Weinberg, M.K. & Cummins, R.A. (2015). Intervention efficacy among 'at risk' adolescents: A test of Subjective Wellbeing Homeostasis Theory, 120(3), 883-895. doi:10.1007/s11205-014-0619-5.
- Toussaint, L. & Friedman, P. (2009). Forgiveness, gratitude, and well-being: The mediating role of affect and beliefs. *Journal of Happiness Studies*, 10, 635-654. doi:10.1007/s10902-008-9111-8.
- Ventura-León, J. (2019). De regreso a la validez basada en el contenido. *Adicciones*. doi:10.20882/adicciones.1213.
- Vera-Villaruel, P., Celis-Atenas, K., & Córdova-Rubio, N. (2011). Evaluación de la felicidad: Análisis psicométrico de la Escala de Felicidad Subjetiva en población chilena. *Terapia Psicológica*, 29(1), 127-133. doi:10.4067/S0718-48082011000100013.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.
- Zuckerman, M., Li, C., & Diener, E. (2017). Societal conditions and the gender differences in well-being: Testing a 3-stage model. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 43(3), 329-336. doi:10.1177/0146167216684133.