

Estructura Factorial, Propiedades Psicométricas e Invarianza de una Escala de Bienestar Subjetivo para Población Mexicana

Factorial Structure, Psychometric Properties, and Invariance of a Subjective Well-Being Scale for the Mexican Population

Francisco Quiñonez Tapia¹ y María de Lourdes Vargas Garduño²

¹ Departamento de Políticas Públicas, Universidad de Guadalajara

² Facultad de Psicología, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo

En el mundo se han desarrollado diversas escalas para medir bienestar subjetivo; no obstante, algunos investigadores han reportado como limitación de las mismas el empleo de muestras no representativas para distintos grupos poblacionales de diferentes áreas geográficas por país. Por ende, llevamos a cabo un estudio cuyo objetivo fue analizar la estructura factorial, propiedades psicométricas e invarianza de una escala de bienestar subjetivo para la población mexicana. Usamos un muestreo probabilístico, triestático, estratificado realizado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEGI) en México. Recuperamos la base de datos correspondiente a los años de 2013 a 2020. La muestra fue de 54019 participantes de la zona urbana de los 32 estados de México: 23279 (43,1%) hombres y 30740 (56,9%) mujeres; 1334 (2,5%) adolescentes, 42108 (78,0%) adultos y 10577 (19,6%) adultos mayores. La edad de los participantes fue de 18 a 97 años ($M = 44,34$, $DE = 16,30$). Analizamos la consistencia interna de la escala con el coeficiente omega y realizamos 5 análisis factoriales confirmatorios para explorar su estructura factorial. Evaluamos la invarianza de la escala con un análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFCMG) por sexo, estadios del desarrollo y región de residencia del País. El modelo unifactorial y el de tres factores correlacionados tuvieron un ajuste pobre a los datos, por lo que decidimos modificar este último. El modelo de 3 factores correlacionados modificado (Satisfacción con la Vida, Afectos Positivos y Afectos Negativos) arrojó buen ajuste, con un valor de 0,94 en el coeficiente de omega. El AFCMG de la Escala de Bienestar Subjetivo con una estructura factorial de tres factores correlacionados modificado arrojó valores en el cambio de CFI, RMSEA y SRMR que evidenciaron invarianza en grupos divididos por sexo, estadios del desarrollo y región de residencia. Los análisis de estructura del Bienestar Subjetivo propuesto por Diener et al., de 3 factores correlacionados entre sí de la Satisfacción con la Vida, Afectos Positivos y Afectos Negativos arrojó evidencias de validez, consistencia interna e invarianza configuracional, métrica y escalar dentro de los grupos por sexo, estadios del desarrollo y región de residencia para población mexicana.

Palabras clave: validez, consistencia interna, análisis factorial confirmatorio, invarianza, escala de bienestar

A variety of scales have been developed in the world to measure subjective well-being; nevertheless, some researchers have reported, as a limiting factor, the use of non-representative samples for different population groups from various geographic areas per country. Thus, we performed a study where the objective was to analyze the factorial structure, psychometric properties, and invariance of a subjective well-being scale for the Mexican population. We performed a probabilistic, tri-stage, stratified sampling used by the National Institute of Statistics and Information in Mexico (INEGI, for its initials in Spanish). The data based corresponding to the years 2013 to 2020 was recovered and the sample consisted of 54019 participants from an urban area of the 32 states of Mexico: 23279 (43,1%) males and 30740 (56,9%) females; 1334 (2,5%) adolescents; 42108 (78,0%) adults and 10577 (19,6%) older adults. The age of the participants ranged from 18 to 97 years old ($M = 44,34$, $DE = 16,30$). We analyzed the internal reliability with the omega coefficient and, to explore the factorial structure, we performed five confirmatory factorial analyses. We evaluated the invariance of the scale with a Multigroup Confirmatory Factorial Analysis (MCFA) by gender, developmental stages and region of residence in the country. The single factorial model and the three-factor model which were correlated had a poor fit of the data, reason for which we decided to modify the latter. The modified Three Correlated Factors Model (Satisfaction with Life, Positive Affects and Negative Affects) yielded a good fit with a value of 0,94 in the omega coefficient. The MCFA of the Scale of Subjective Well-being with a modified factorial structure of three correlated factors yielded values in the change of CFI, RMSEA and SRMS, which showed invariance in groups divided by sex, developmental stages and region of residence. The analysis of the structure of Subjective Well-being proposed by Diener et al., of three interrelated factors of Satisfaction with Life, Positive Affects and Negative Affects, yielded evidence of validity, internal consistency and configurational, metric and scalar invariance within the groups by gender, stages of development and region of residence for the Mexican population.

Francisco Quiñonez Tapia  <https://orcid.org/0000-0002-7371-0690>

María de Lourdes Vargas Garduño  <https://orcid.org/0000-0002-7384-3098>

La correspondencia relativa a este artículo debe ser dirigida a María de Lourdes Vargas-Garduño, Facultad de Psicología, Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Calle Francisco Villa 450, Colonia Dr. Miguel Silva, C.P. 58110, Morelia, Michoacán, México. Email: maria.lourdes.vargas@umich.mx

Key words: validity, internal consistency, confirmatory factorial analysis, invariance, scale of well-being.

El bienestar subjetivo es un constructo psicológico que se expresa a partir de la valoración cognitiva y afectiva que realizan los sujetos sobre su propia vida, con base en los elementos objetivos con los que se desarrolla (Diener, Lucas et al., 2018). Es subjetivo, porque dichas cogniciones y afectos se construyen en la experiencia interna de cada sujeto sobre los elementos objetivos con los que interactúan y constituyen su propia vida (Diener, 1984). De acuerdo con Diener, Heintzelman et al. (2017), el bienestar subjetivo se constituye por tres elementos: satisfacción con la vida, afectos positivos y afectos negativos. La satisfacción con la vida puede ser valorada de manera general o a partir de dominios específicos, como la salud, vivienda, ingreso económico y seguridad, entre otros (Diener, Inglehart et al., 2013). Además, los afectos positivos y negativos pueden ser valorados por su frecuencia o intensidad. Se manejan de manera independiente cuando son valorados por su intensidad; sin embargo, cuando son valorados por su frecuencia, se correlacionan entre sí (Diener, Oishi et al., 2018).

El estudio científico del bienestar resalta la importancia del bienestar subjetivo en los sujetos y las sociedades en general, puesto que su medición permite generar predicciones relevantes, asociadas con la calidad de vida de las personas, dado que dicho bienestar subjetivo incide en los comportamientos de salud y longevidad de la población (Binder & Buenstorf, 2018; Diener, Pressman et al., 2017; Kushlev et al., 2020; Shi et al., 2019). Además, el bienestar subjetivo se relaciona con un desarrollo elevado de la inteligencia emocional (Di et al., 2021), un mayor logro de metas exitosas (Ehrlich & Bipp, 2016; Klug & Maier, 2015) y mejores vínculos con personas no problemáticas (Hudson et al., 2020; Offer, 2020). Asimismo, el bienestar subjetivo está asociado con más ingresos económicos (Diener, Tay et al., 2013; Ng & Diener, 2019), mayor satisfacción financiera y un producto interno bruto (PIB) per cápita más elevado (Ngamaba, 2017). En consecuencia, en diversas investigaciones se ha reportado que las naciones que presentan mayor bienestar subjetivo se caracterizan por tener economías desarrolladas, presentar un estado de derecho fortalecido que garantiza los derechos humanos, contar con gobiernos eficaces y eficientes, poseer programas de seguridad de ingresos para los jubilados y desempleados (Diener et al., 2015), tener una mayor tributación progresiva de los impuestos (Oishi et al., 2012) y una percepción de menor corrupción (Tay et al., 2014). Por lo tanto, el bienestar subjetivo ha sido propuesto a las naciones como una medida complementaria a los indicadores económicos que constituyen el PIB para determinar el desarrollo de las sociedades (Diener, 2000; Organisation for Economic Co-operation and Development [OCDE], 2013; Unanue et al., 2017; Vik & Carlquist, 2018). De esta manera, las mediciones de bienestar subjetivo proporcionan información relevante para la toma de decisiones de los gobiernos; para evaluar las políticas públicas y programas gubernamentales, así como para obtener información acerca de si las poblaciones están prosperando o no (Diener et al., 2015).

Dada la importancia del constructo, a nivel mundial se han desarrollado diversas escalas para su medición, considerando varios factores y contextos específicos. Sin embargo, en los reportes de las evidencias de validez de las escalas de bienestar subjetivo se ha establecido como una limitación de las mismas utilizar muestras no representativas para distintos grupos poblacionales de diferentes áreas geográficas, por lo que han sugerido ampliar las muestras para lograr la generalización del constructo (Carvalho et al., 2018; Delgado-Lobete et al., 2020; Kim et al., 2020; Prado-Gascó et al., 2020; Urbano-Contreras et al., 2018). Por otro lado y de acuerdo con Diener, Heintzelman et al. (2017), se han encontrado diferencias culturales en los rasgos que influyen tanto en el bienestar subjetivo como en los elementos que lo constituyen. Estas diferencias van desde la conceptualización y valorización social de los afectos hasta los elementos objetivos que constituyen la vida en el espacio cultural en el que se desenvuelven los sujetos. Por lo tanto, en la literatura sobre bienestar subjetivo se encuentran recomendaciones para poner énfasis en los elementos culturales que lo determinan y, de esta manera, buscar las equivalencias culturales del constructo (Diener, Lucas et al., 2018; Diener, Oishi et al., 2018). Asimismo, Diener, Lucas et al. (2018) y Diener et al. (2015) han recomendado continuar la investigación sobre la validez y mejora de las medidas del bienestar subjetivo.

Con respecto al contexto mexicano, desde el año 2012 hasta la fecha, el gobierno mexicano ha implementado la medida del bienestar subjetivo como indicador de progreso nacional. Para tal efecto, el Instituto Nacional de Geografía y Estadística (INEGI, 2013a, 2013b) diseñó el módulo de Bienestar Autorreportado (BIARE), que desde 2013 se aplica en el primer mes de cada trimestre y actualmente es parte de la Encuesta Nacional sobre la Confianza del Consumidor (ENCO). El INEGI diseñó el BIARE bajo las directrices establecidas por la OCDE (2013), para la medición del bienestar subjetivo en las naciones. En este sentido, el BIARE recupera información sobre cuatro aspectos de la sociedad que dan cuenta del bienestar

subjetivo: satisfacción con la vida en general, eudaimonia, balance afectivo y dominios específicos de satisfacción. Asimismo, el INEGI recupera las recomendaciones establecidas por la OCDE sobre las formas de enunciar los reactivos, las escalas de respuesta y el orden de secuencia en que aparecen las preguntas en el módulo de la encuesta. Sin embargo, para elaborar el BIARE, el INEGI no empleó los instrumentos completos propuestos por la OCDE para evaluar las dimensiones del bienestar subjetivo; solo tomó algunos reactivos de cada instrumento, los tradujo al español y los complementó con otros reactivos *ad hoc*. Por lo tanto, las escalas propuestas en el BIARE no se construyeron siguiendo los lineamientos internacionales para la elaboración de instrumentos de medición psicológica; en consecuencia, la confiabilidad y validez de las puntuaciones a los reactivos propuestos por el INEGI para medir el bienestar subjetivo en la población mexicana son cuestionables.

Considerando lo anterior, llevamos a cabo este estudio, que tuvo como objetivo analizar la estructura factorial, las propiedades psicométricas e invarianza de las puntuaciones de las escalas de Dominios Específicos de Satisfacción con la Vida y la escala de Balance Afectivo entre Afectos Positivos y Afectos Negativos propuestas por el INEGI para evaluar el bienestar subjetivo en la población mexicana. Para lograr dicho objetivo, recuperamos las puntuaciones de las escalas en referencia de la población mexicana desde 2013 a 2020, realizamos un análisis factorial confirmatorio para valorar el ajuste del modelo teórico propuesto por Diener (1984) sobre el bienestar subjetivo a los datos y evaluamos la consistencia interna de las mediciones con el coeficiente omega. Por otro lado, los análisis de validez convergente, predictiva y discriminante los realizamos con la puntuación total de las escalas que miden el bienestar subjetivo en relación con la puntuación del único reactivo que mide la Satisfacción General de la Vida.

De esta manera, nuestro estudio impactará en varios ámbitos: empírico, teórico y metodológico. En el plano empírico, aportará evidencias de confiabilidad y validez de constructo, convergente, predictiva y discriminante de las puntuaciones a los reactivos propuestos por el INEGI (2013a, 2013b) para evaluar el bienestar subjetivo, así como evidencia empírica sobre la propuesta teórica de Diener (1984) acerca del mismo. En el ámbito teórico, nuestro estudio proporcionará evidencias de invarianza configuracional, métrica y escalar para la población mexicana, con base en distintos análisis de la estructura factorial propuesta por la teoría de Diener (1984), lo que permite evidenciar las equivalencias culturales del constructo de bienestar subjetivo en las distintas regiones de México, con la finalidad de lograr la generalización del constructo en la población de México, a partir del empleo de una muestra representativa de las 32 entidades federativas del país. En cuanto al ámbito metodológico, el aporte que esperamos hacer se centra en la rigurosidad del diseño del estudio y en el empleo de una muestra amplia, recuperada de manera probabilística.

Revisión de Escalas de Medición de Bienestar Subjetivo

El bienestar subjetivo no es un constructo unitario, por lo tanto, se ha recomendado estudiar sus componentes por separado: la satisfacción con la vida, los afectos positivos y los afectos negativos (Diener, Heintzeman et al., 2017; Diener, Oishi et al., 2018). La evidencia empírica apoya esta afirmación (Diener et al., 1985, 2010; Diener, Heintzeman et al., 2017; Diener, Inglehart et al., 2013). En consecuencia, para obtener una evaluación completa del bienestar subjetivo es fundamental medir todos los componentes del constructo, debido a que están correlacionados conceptualmente entre sí, pero cada uno proporciona información única sobre las valoraciones que los sujetos hacen sobre su propia vida (Diener, 1994; Diener et al., 2009, Diener, Heintzeman et al., 2017). De manera particular y cuando las medidas de las emociones se centran en la frecuencia, las emociones positivas y las emociones negativas están inversamente correlacionadas; de esta manera, en cuanto más se experimenta una emoción positiva menos se percibe una emoción negativa y viceversa (Diener, 1984; Diener et al., 2009). Asimismo, los afectos positivos se correlacionan de manera positiva con la satisfacción con la vida y los afectos negativos se correlacionan negativamente con dicha satisfacción (Diener, Oishi et al., 2018).

Por otro lado, Diener, Heintzeman et al. (2017) recomendaron utilizar métodos estadísticos que permitieran analizar los componentes del bienestar subjetivo y la varianza común, única y de error, por ejemplo, modelos bifactoriales. En este sentido, Daniel-González et al. (2020) analizaron por separado, en estudiantes universitarios, los componentes del bienestar subjetivo, utilizando la Escala de Experiencias Positivas y Negativas (Diener et al., 2010) y la Escala de Satisfacción con la Vida (Diener et al., 1985). Daniel-González et al. (2020) reportaron una estructura bifactorial de un factor general denominado Bienestar Subjetivo y tres factores específicos denominados Satisfacción con la Vida, Experiencia Positiva y Experiencia Negativa, observando que el factor Experiencia Positiva tuvo una contribución pobre al modelo. Asimismo,

reportaron que el modelo de tres factores correlacionados tuvo mayor parsimonia entre los modelos comparados y los análisis arrojaron evidencias de consistencia interna y de validez convergente y discriminante.

Por otro lado, Prado-Gascó et al. (2020) analizaron las puntuaciones de la Escala de Experiencias Positivas y Negativas (Diener et al., 2010) y reportaron evidencias de validez con una estructura de dos factores correlacionados: Experiencia Negativa y Experiencia Positiva. Por su parte Calleja y Mason (2020) elaboraron una Escala de Bienestar Subjetivo para estudiantes universitarios y reportaron evidencias de validez con una estructura de dos factores correlacionados: Satisfacción con la Vida y Experiencias Positivas. Además, los componentes del bienestar subjetivo se han analizado por separado. En ese sentido, Carvalho et al. (2018) analizaron en estudiantes universitarios las puntuaciones de la Escala de Bienestar Subjetivo (Albuquerque & Tróccoli, 2004) y reportaron evidencias de validez unidimensional en cada constructo: Satisfacción con la Vida, Afectos Positivos y Afectos Negativos. Por su parte, Delgado-Lobete et al. (2020) analizaron las puntuaciones de estudiantes universitarios en la Escala de Satisfacción de la Vida (Diener et al., 1985) y reportaron evidencias de validez de un solo factor para el constructo Satisfacción con la Vida.

Con base a lo anterior, esperamos que la propuesta teórica de Diener (1984) sobre el bienestar subjetivo muestre un adecuado ajuste a las puntuaciones de las escalas Satisfacción con la Vida (S), Afectos Positivos (AP) y Afectos Negativos (AN) del BIARE, dado que los tres factores del bienestar subjetivo están correlacionados: S, AP y AN (Hipótesis 1). Además, esperamos que la escala S presente una correlación positiva con la escala AP (Hipótesis 2) y negativa con la escala AN (Hipótesis 3), al igual que entre AN y AP (Hipótesis 4). Por otra parte, esperamos que las puntuaciones de las escalas Satisfacción con la Vida, Afectos Positivos y Afectos Negativos muestren un adecuado ajuste a una estructura bifactorial con un factor general denominado Bienestar Subjetivo y tres factores específicos: S, AP y AN (Hipótesis 5). Esperamos, también, que las puntuaciones de las escalas S, AP y AN, muestren un adecuado ajuste a una estructura factorial de segundo orden, siendo el Bienestar Subjetivo el factor latente de segundo orden y S, AP y AN, tres factores latentes de primer orden (Hipótesis 6). Por último, esperamos que las puntuaciones de las escalas Satisfacción con la Vida, Afectos Positivos y Afectos Negativos muestren un adecuado ajuste a una estructura de un factor denominado Bienestar Subjetivo (Hipótesis 7).

Expresamos que la información en este artículo no representa una postura oficial del INEGI de México.

Método

Diseño

Empleamos un diseño cuantitativo no experimental transversal.

Participantes

El tipo de muestreo utilizado por el INEGI (2015b) fue probabilístico, trietápico, estratificado, con un 90% de confianza y un error relativo máximo esperado de 14,66%. El INEGI identificó unidades primarias de muestreo (UPM) a partir de las manzanas de vivienda o localidades como marco de muestreo. El INEGI utilizó el nivel socioeconómico de cada UPM para construir cuatro estratos en la muestra: bajo, bajo medio, medio alto y alto. Las tres etapas del muestreo utilizado por el INEGI fueron: primera, se seleccionaron probabilísticamente las UPM dentro de cada estrato; segunda, se seleccionaron probabilísticamente 4 viviendas de cada UPM; y tercera, en cada vivienda seleccionada, se eligió aleatoriamente a una persona de 18 años y más. La muestra inicial estuvo constituida por 54200 participantes, de los cuales eliminamos 181 casos por presentar datos ausentes. La muestra final considera datos de las encuestas aplicadas entre los años 2013 al 2020, mismos que recuperamos de la base de datos del INEGI (2020). Nos fue posible utilizar dicha base de datos, debido a que, por ley, en México, la información publicada por dicho Instituto es de uso libre (Instituto Nacional de Estadística y Geografía, 2019; Norma para la difusión, 2018; Reforma la Ley del Sistema Nacional de Información Estadística y Geográfica, 2021).

La muestra final quedó conformada por 54019 participantes ubicados en las principales ciudades metropolitanas de México. La edad de los participantes fue de 18 a 97 o más años ($M = 44,34$, $DE = 16,30$). Del total de la muestra final, 23279 (43,1%) fueron hombres y 30740 (56,9%), mujeres. El estado civil reportado fue: 24473 (45,3%) casados, 6938 (12,8%) en unión libre, 14064 (26,0%) solteros, 2930 (5,4%) separados, 1741 (3,2%) divorciados, 3868 (7,2%) viudos y 5 (0,01%) señalaron no saber el estado civil.

En la Tabla 1 se observan las características de la muestra por grupos de edad, estadios del desarrollo humano, lugar y región de residencia en el país y año en que participaron en la encuesta.

Tabla 1
Características Sociodemográficas de los Participantes

Característica	<i>n</i>	%
Edad		
18 a 19	1334	2,5
20 a 29	10450	19,3
30 a 39	11496	21,3
40 a 49	11280	20,9
50 a 59	8882	16,4
60 a 69	6077	11,2
70 a 79	3290	6,1
80 a 89	1073	2,0
90 a 97	137	0,3
Estadios del desarrollo humano		
Adolescente	1334	2,5
Adulto	42108	78,0
Adulto mayor	10577	19,6
Lugar de residencia: región del país/Estado		
Región Norte	16855	31,2
Baja California Sur	955	1,8
Sonora	1061	2,0
Chihuahua	1026	1,9
Coahuila	1301	2,4
Nuevo León	5877	10,9
Tamaulipas	1095	2,0
Baja California	1123	2,1
Sinaloa	1153	2,1
Nayarit	1160	2,1
Durango	1127	2,1
Zacatecas	977	1,8
Región Centro	28480	52,7
Jalisco	5977	11,1
Aguascalientes	1239	2,3
Colima	1249	2,3
Michoacán	1065	2,0
San Luis Potosí	1037	1,9
Guanajuato	1967	3,6
Querétaro	1123	2,1
Hidalgo	1127	2,1
Estado de México	4398	8,1
Ciudad de México	5752	10,6
Morelos	1144	2,1
Tlaxcala	944	1,7

(continúa)

Tabla 1 (Conclusión)
Características Sociodemográficas de los Participantes

Característica	<i>n</i>	%
Lugar de residencia: región del país/Estado		
Puebla	1458	2,7
Región Sur	8684	16,1
Guerrero	1174	2,2
Oaxaca	1194	2,2
Chiapas	1125	2,1
Veracruz	1198	2,2
Tabasco	980	1,8
Campeche	900	1,7
Quintana Roo	1018	1,9
Yucatán	1095	2,0
Año de participación		
2013	3890	7,2
2014	7943	14,7
2015	8059	14,9
2016	8085	15,0
2017	8047	14,9
2018	8020	14,8
2019	7971	14,8
2020	2004	3,7

Nota. Tabla elaborada con datos de INEGI (2020).

Instrumento

El instrumento de BIARE consta de 114 reactivos divididos en tres cuestionarios: características de la vivienda del participante, características sociodemográficas del participante y bienestar autorreportado (INEGI, 2015c). El cuestionario de bienestar autorreportado recupera información sobre satisfacción con la vida en general, afectos positivos, afectos negativos, dominios específicos de satisfacción y eudaimonia o felicidad (2015b).

Para evaluar el bienestar subjetivo utilizamos 23 reactivos del cuestionario de bienestar autorreportado (BIARE), elaborado en México por el INEGI (2013a, 2013b), que evalúan la satisfacción con la vida en general, afectos positivos y afectos negativos y dominios específicos de satisfacción porque coinciden con la propuesta teórica de Diener, Heintzleman et al. (2017) sobre el Bienestar Subjetivo. De los 23 reactivos seleccionados: cinco reactivos que evalúan AP (p.ej. “¿Qué tanta parte del día de ayer se sintió emocionado o alegre?”), el puntaje total se obtiene sumando las respuestas de los participantes a los cinco reactivos y un puntaje mayor significa mayor nivel de afectos positivos; cinco reactivos de AN, redactados en sentido inverso a los reactivos de AP (p.ej. “¿Qué tanta parte del día de ayer se sintió triste, deprimido o abatido?”), con escala de respuesta tipo Likert de 11 puntos, que va de 0 (*En ningún momento del día*) hasta 10 (*Todo el día*), el puntaje total se obtiene sumando todas las respuesta a los cinco reactivos y un puntaje mayor significa mayor nivel de afectos negativos; y 12 reactivos que evalúan ámbitos específicos de S (p.ej. “¿Qué tan satisfecho esta con sus relaciones personales?”), con una escala de respuesta tipo Likert de 11 puntos (de 0 = *Totalmente insatisfecho* a 10 = *Totalmente satisfecho*), el puntaje total se obtiene al sumar las respuesta de los participantes a los cinco reactivos y un puntaje mayor significa mayor satisfacción. Los reactivos son autoinformados. Además, se incluye un único reactivo para valorar la Satisfacción con la Vida en General (“¿Podría decirme en una escala de 0 a 10 qué tan satisfecho se encuentra con su vida?”), con una escala de respuesta tipo Likert de 11 puntos (de 0 = *Totalmente insatisfecho* a 10 = *Totalmente satisfecho*), el puntaje total coincide con la respuesta única al reactivo del participante y un puntaje mayor significa mayor satisfacción con la vida. No se han encontrado reportes sobre las propiedades psicométricas de los reactivos que se utilizan en el BIARE para medir el bienestar subjetivo en México.

Procedimiento

De acuerdo con el INEGI (2015a), el cuestionario BIARE se aplicó anualmente dentro de la ENCO al inicio de cada trimestre, a partir de julio de 2013. La encuesta se dirigió a la población de 18 años y más que vivía de manera permanente en el domicilio elegido dentro de la muestra y las fechas en que se recopilaron los datos. Su aplicación fue a nivel nacional en zonas urbanas principales del país. Se garantizaron los aspectos de confidencialidad y anonimato de los participantes, como lo establece la Ley del Sistema Nacional de Información Estadística y Geografía de 2018. La participación para contestar el cuestionario BIARE fue voluntaria (INEGI, 2013b). Recuperamos la base de datos con las respuestas del BIARE de la página electrónica oficial del INEGI (2020), misma que abarca el periodo comprendido entre julio de 2013 y enero de 2020. Posteriormente, integramos las tablas de datos del cuestionario BIARE (BIARE_CB.DBF) y la tabla de datos del cuestionario sociodemográfico (BIARE_CS.DBF) a partir de los campos llave, como lo indica el INEGI (2015b).

Análisis de Datos

Realizamos un análisis de frecuencias de las características sociodemográficas de sexo, edad, estado civil, lugar de residencia y años de participación de la muestra publicada por el INEGI (2020), con el cual identificamos y eliminamos los casos ausentes. Además, de acuerdo con McDonald (1999), analizamos las evidencias de confiabilidad de la escala con el coeficiente omega (ω).

Para obtener evidencias de validez de constructo, realizamos un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el estimador de *maximum likelihood robust* (MLR) para distintos modelos: (1) Analizamos el modelo de un solo factor, debido a que Diener, Oishi et al. (2018) plantearon que teóricamente el bienestar subjetivo no es un constructo unitario, y quisimos identificar si se reafirma o se refuta dicha unidimensionalidad; (2) modelo de tres factores correlacionados y que fue propuesto por Diener (1984; S, AP y AN); (3) modelo bifactor: un factor general denominado Bienestar Subjetivo y tres factores específicos denominados Satisfacción con la Vida, Emociones Positivas y Emociones Negativas, para atender la recomendación de Diener, Heintzelman et al. (2017) acerca de la conveniencia de explorar los modelos bifactoriales y (4) analizamos un modelo con una estructura factorial de segundo orden y tres factores de primer orden: Bienestar Subjetivo como factor latente de segundo orden y S, AP y AN como factores de primer orden. El estimador MLR permite la estimación de parámetros de los modelos con datos ordinales y continuos que violan el supuesto de normalidad (Lai, 2018; Maydeu-Olivares, 2017) y permite tratar las variables ordinales con más de cinco categorías de respuesta como continuas (Li, 2016).

Valoramos el ajuste de los modelos a los datos con diversos índices: χ^2 , raíz del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), razón de chi-cuadrado sobre los grados de libertad (χ^2/gl) raíz del residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR), índice comparativo de Bentler-Bonett (CFI) e índice de Tucker-Lewis (TLI). Para interpretar como bueno el ajuste de los modelos, establecimos los valores de χ^2/gl menor que 2 como buen ajuste, menor que 3 como adecuado ajuste, menor que 4 como aceptable (Wheaton et al 1997), RSMEA menor o igual 0,06 y SRMR igual o menor a 0,08 como bueno y para CFI y TLI, igual o superior a 0,95 como bueno e igual o superior que 0,90 como aceptable (Hu & Bentler, 1999).

Para obtener evidencias de validez convergente, y por tener variables numéricas, analizamos la correlación de Pearson entre las puntuaciones globales de los participantes a la Escala de Bienestar Subjetivo (con una estructura de tres factores correlacionados modificada y el reactivo único que valora la Satisfacción con la Vida en General. Para obtener evidencias de validez predictiva realizamos una regresión lineal de los datos de la Escala de Bienestar Subjetivo con una estructura de tres factores correlacionados modificada (variable independiente) y los datos del reactivo único de Satisfacción con la Vida en General (variable dependiente).

Además, para obtener evidencias de validez discriminante de la Escala de Bienestar Subjetivo llevamos a cabo un análisis de las curvas ROC (*Receiver Operating Characteristic*), en el cual establecimos el reactivo único de la Satisfacción con la Vida en General como variable de estado y la medida de la Escala de Bienestar Subjetivo como variable de prueba. El análisis de curvas ROC nos permitió obtener evidencias de la capacidad de discriminación de las puntuaciones de la Escala de Bienestar Subjetivo para identificar a los sujetos con y sin bienestar subjetivo. Para interpretar que las puntuaciones de la Escala de Bienestar Subjetivo proporcionan evidencias para discriminar entre los participantes con y sin bienestar subjetivo, establecimos

los siguientes parámetros del valor del área bajo la curva ROC: menor o igual a 0,50 = no existe; 0,51 a 0,69 = pobre; 0,70 a 0,79 = moderada; 0,80 a 0,89 = buena; 0,90 a 0,99 = excelente; 1 = perfecta (Murphy et al., 1987; Swets, 1988).

Asimismo, realizamos dos fases de análisis de invarianza dentro de distintos grupos de las puntuaciones a la Escala de Bienestar Subjetivo con una estructura factorial de tres factores correlacionados modificado: Fase 1, Análisis Factorial Confirmatorio por grupos separados de participantes por sexo, estadios del desarrollo (adolescencia: 18 a 19 años, adultos: 20 a 59 años y adulto mayor: 60 a 97 años), lugar de residencia por región del país y estado de residencia; y Fase 2, Análisis Factorial Confirmatorio Multigrupo por participantes agrupados por sexo, estadios del desarrollo y lugar de residencia por región del país. En el Análisis Factorial Confirmatorio Multigrupo, y de acuerdo con Vandenberg y Lance (2000) y Cheung & Rensvold (2002) analizamos que: (a) los constructos de la Escala de Bienestar Subjetivo fueran igualmente conceptualizados por los participantes de los distintos grupos (invarianza configuracional), (b) que los pesos factoriales de todos los parámetros de la Escala de Bienestar Subjetivo fueran iguales dentro de los grupos de participantes en análisis (invarianza métrica), y (c) que la escala de medición de respuesta a la Escala de Bienestar Subjetivo fuera operativamente conceptualizada de la misma forma por los participantes de los grupos comparados (invarianza escalar). De acuerdo con Cheung y Rensvold (2002) y Vandenberg y Lance (2000), establecimos el cambio de incremento (Δ) en CFI y TLI igual o menos a -0,01 unidades para aceptar la existencia de invarianza, el Δ CFI entre -0,01 a -0,02 unidades (p.ej. -0,13; -0,18) para sospechar de la existencia de invarianza, y el Δ CFI más grandes que -0,02 unidades (p.ej. -0,03; -0,04; -0,07) para definitivamente rechazar la invarianza. Además, un cambio de incremento positivo en CFI (Δ CFI > 0) también indica evidencia de invarianza (Dimitrov, 2010). Asimismo, para confirmar la falta de invarianza y de acuerdo con Chen (2007) establecimos los siguientes puntos de corte en los cambios de incremento en los índices: (a) Invarianza métrica, Δ CFI \geq - 0,01 complementado con Δ RMSEA \geq 0,015 o Δ SRMR \geq 0,030; (b) Invarianza escalar, Δ CFI \geq - 0,01 complementado con Δ RMSEA \geq 0,015 o Δ SRMR \geq 0,010.

Los análisis de validez convergente, predictiva y discriminante los realizamos con el software estadístico SPSS 26 y para los demás análisis empleamos el software estadístico Mplus 8.7 (Muthén & Muthén, 2021).

Resultados

Análisis Factorial Confirmatorio

En la Tabla 2 mostramos los valores de los índices de ajuste de cinco modelos a los datos de la investigación. Los análisis arrojaron un ajuste pobre del modelo A de un solo factor a las puntuaciones para valorar la S, los AP y los AN, lo que permite rechazar la Hipótesis 7. Además, los índices de ajuste del modelo B de tres factores correlacionados (S, AP y AN) a las puntuaciones de todos los reactivos propuestos para medir los constructos en referencia por parte del INEGI (2013a, 2013b) también arrojaron valores que indican un ajuste pobre.

Tabla 2*Resultados del Análisis Factorial Confirmatorio para Distintos Modelos*

Modelo	MLR								
	χ^2	gl	p	χ^2/gl	RSMEA [90% IC]	p de RMSEA	SRMR	CFI	TLI
Modelo A. Un solo factor	153841	209	0,000	736.081	0,117 [0,116, 0,117]	0,000	0,11	0,60	0,60
Modelo B. Tres factores correlacionados	104688	206	0,000	508.194	0,097 [0,096, 0,097]	0,000	0,07	0,73	0,69
Modelo C. Tres factores correlacionados modificado ^a	13866	144	0,000	96.292	0,042 [0,041, 0,043]	1,000	0,04	0,96	0,95
Modelo D. Segundo orden con tres factores modificado ^a	13866	144	0,000	96.292	0,042 [0,041, 0,043]	1,000	0,04	0,96	0,95
Modelo E. Bifactor modificado ^a	10650	128	0,000	83.203	0,039 [0,038, 0,040]	1,000	0,03	0,97	0,96

Nota. MLR = *maximun likelihood robust*; χ^2 = chi-cuadrado; gl = grados de libertad; p = valor de probabilidad estadística de la prueba de chi-cuadrado; χ^2/gl = *razón de chi-cuadrado sobre los grados de libertad*; RMSEA = raíz del error cuadrático medio de aproximación; SRMR = raíz del residuo cuadrático medio estandarizado; CFI = índice comparativo de Bentler-Bonett; TLI = índice de Tucker-Lewis.

^a Sin los reactivos p5_10, p5_11 y p5_12 que evalúan Satisfacción de la Vida, con cinco correlaciones en los errores de los reactivos faltantes de especificar en el modelo e identificadas en los índices de modificación del modelo B de tres factores correlacionados: p4_1 con p4_6, p4_2 con p4_7, p4_3 con p4_8, p4_4 con p4_9 y p4_5 con p4_10 que evalúan los Afectos Positivos y Afectos Negativos.

Sin embargo, para lograr un mejor ajuste del modelo de tres factores correlacionados, atendimos a los indicadores que arrojaron los índices de modificación en el AFC (ver el Anexo). En la práctica, los valores mayores de los índices de modificación nos permitieron identificar, seleccionar e incluir o excluir con fundamento teórico las relaciones y rutas entre las variables que sobraban o faltaban por especificar en el modelo B de tres factores correlacionados para lograr un buen ajuste. En consecuencia, correlacionamos los errores de las puntuaciones a los reactivos que evalúan la frecuencia de los afectos positivos y los afectos negativos, debido a que teóricamente los reactivos de afectos positivos y afectos negativos están correlacionados. De esta manera, los reactivos que miden los AN están redactados en sentido contrario a los reactivos de AP: p4_1 "de buen humor" con p4_6 "de mal humor"; p4_2 "tranquilo, calmado o sesgado" con p4_7 "preocupado, ansioso o estresado"; p4_3 "con alegría o vitalidad" con p4_8 "cansado o sin vitalidad"; p4_4 "concentrado o enfocado en lo que hacía" con p4_9 "aburrido o sin interés en lo que estaba haciendo" y p4_5 "emocionado o alegre" con p4_10 "triste, deprimido o abatido". Además, eliminamos los reactivos: p5_10 "¿qué tan satisfecho está con su vecindario?", p5_11 "¿qué tan satisfecho está con su ciudad?" y p5_12 "¿qué tan satisfecho está con su país?", por lo que finalmente incluimos 19 reactivos (ver el Anexo).

En consecuencia, surge el modelo C de tres factores correlacionados modificado, que considera tres factores: S, AP y AN. Este modelo arrojó buenos ajustes, como se aprecia en la Tabla 2. El valor de χ^2 indicó que el modelo que elegimos no se ajustó a los datos, lo que nos sugeriría rechazarlo. Sin embargo, en muestras grandes es común obtener valores mayores de χ^2 , por lo que, atendiendo a la literatura que sugiere determinar el ajuste del modelo a través de otros índices, tomamos en cuenta los valores arrojados por RSMEA, SRMR, CFI y TLI (Hu & Bentler, 1999), lo que nos permitió aceptar nuestro modelo y, de esta manera, aceptar la Hipótesis 1.

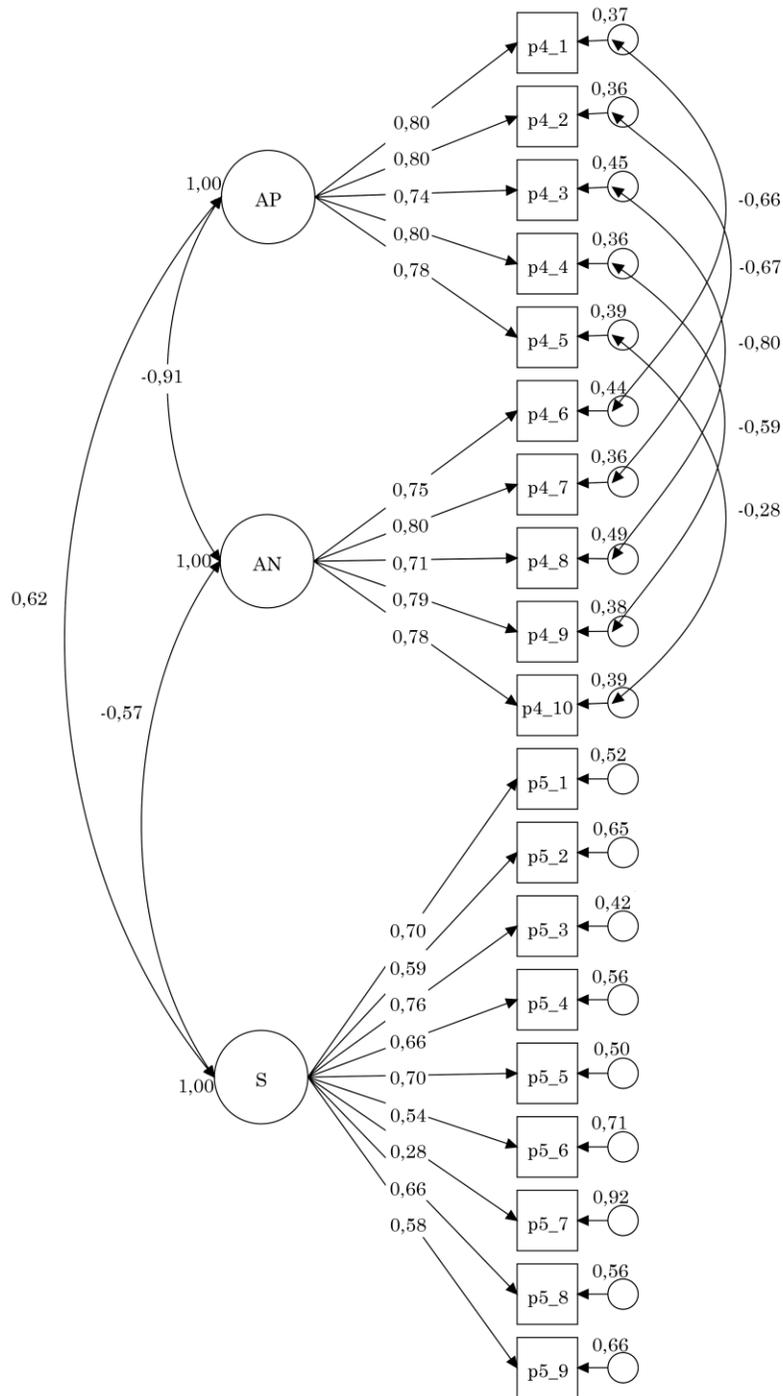
Finalmente, a partir del modelo C de tres factores correlacionados modificado, desarrollamos el modelo D de segundo orden con tres factores modificado y el modelo E bifactor modificado. Estos modelos también mostraron buenos ajustes, de acuerdo con los índices que analizamos (ver Tabla 2), lo que dio pautas para aceptar las Hipótesis 5 y 6.

En las Figuras 1, 2 y 3 se observan los tres modelos para los que los análisis arrojaron valores que sugieren buenos ajustes a los datos de la investigación. En las tres figuras, se pueden observar los pesos factoriales estandarizados de los reactivos en cada uno de los modelos que aceptamos. En este sentido, en el modelo E bifactor modificado (Figura 3) se aprecia que los pesos factoriales estandarizados de los reactivos p4_3 "¿Qué tanta parte del día de ayer se sintió con energía o vitalidad?" y p4_4 "¿Qué tanta parte del día de ayer se sintió concentrado o enfocado en lo que hacía?" del factor AP no son significativos ($p > 0,05$); sin embargo, sí son significativos para el factor general denominado Bienestar Subjetivo (BS). Por otro lado, los demás pesos factoriales estandarizados de los reactivos en los distintos modelos sí son estadísticamente significativos ($p < 0,05$).

Asimismo, en la Figura 2, en el modelo C se observa que en las rutas y pesos factoriales de los factores: (a) los AP se correlacionan de manera positiva con S ($\lambda = 0,62$), lo que nos permite aceptar la Hipótesis 2; (b) AN se correlacionan de manera negativa con S ($\lambda = -0,57$), por lo tanto, aceptamos la Hipótesis 3 y (c) existe una correlación inversa entre AP y AN ($\lambda = -0,91$), en consecuencia, aceptamos la Hipótesis 4. Asimismo, se aprecia que el reactivo con menor peso factorial estandarizado fue p5_7 "¿Qué tan satisfecho está con su seguridad ciudadana?" ($\lambda = 0,28$). Los demás reactivos arrojaron fuertes pesos factoriales estandarizados ($\lambda > 0,50$).

Figura 1

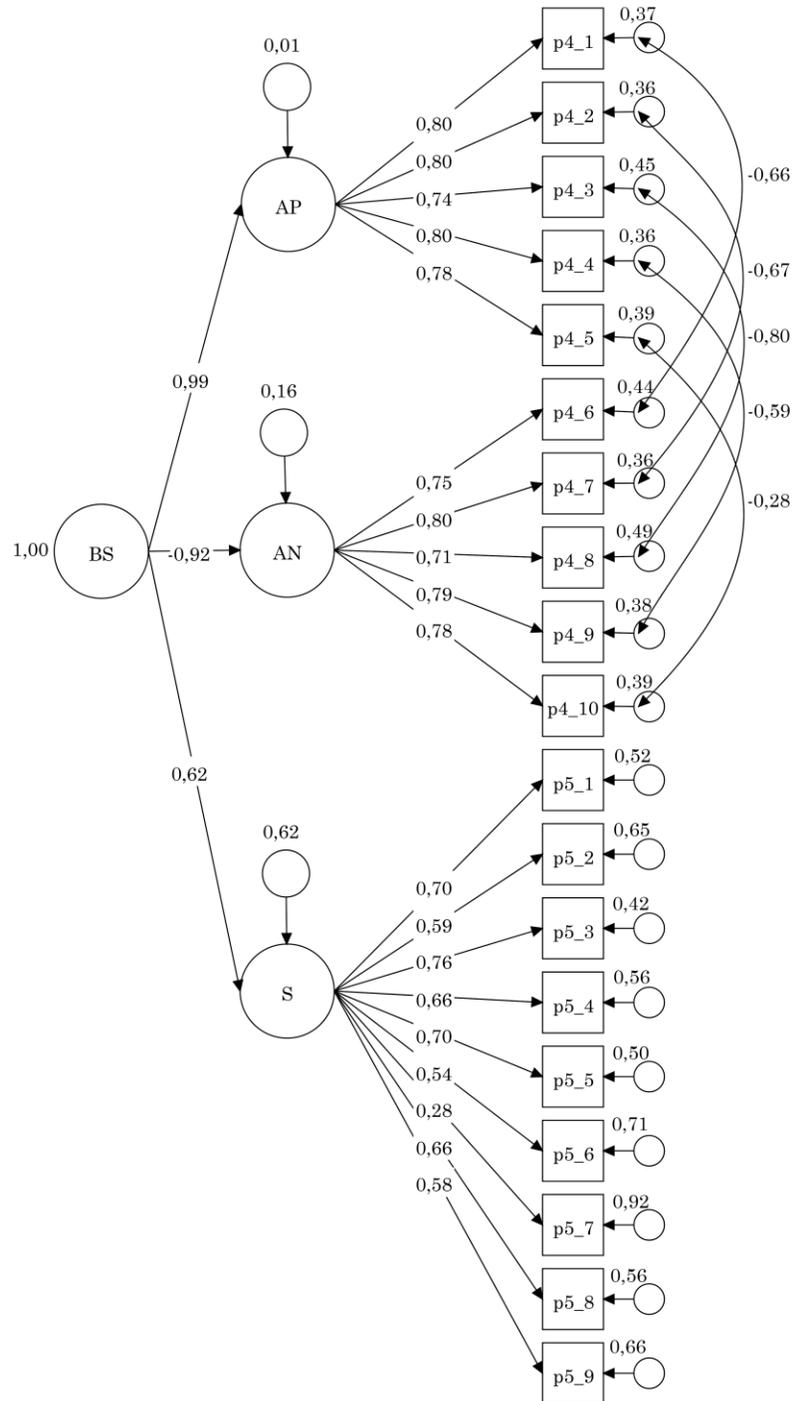
Análisis de Ruta de los Reactivos para el Modelo C. Tres Factores correlacionados modificado



Nota. BS = Bienestar Subjetivo, AP = Afectos Positivos, AN = Afectos Negativos, S = Satisfacción con la Vida. Los nombres de las variables observadas inician con un p (pregunta) y continúan con los con los códigos que el INEGI utilizó en su base de datos (p.ej. p4_1, p4_2). Todos los coeficientes estandarizados resultaron significativos ($p < .001$). Los valores de cada reactivo corresponden al error residual estandarizado. El 1 que aparece en los factores corresponde al valor con el que se fijó la varianza.

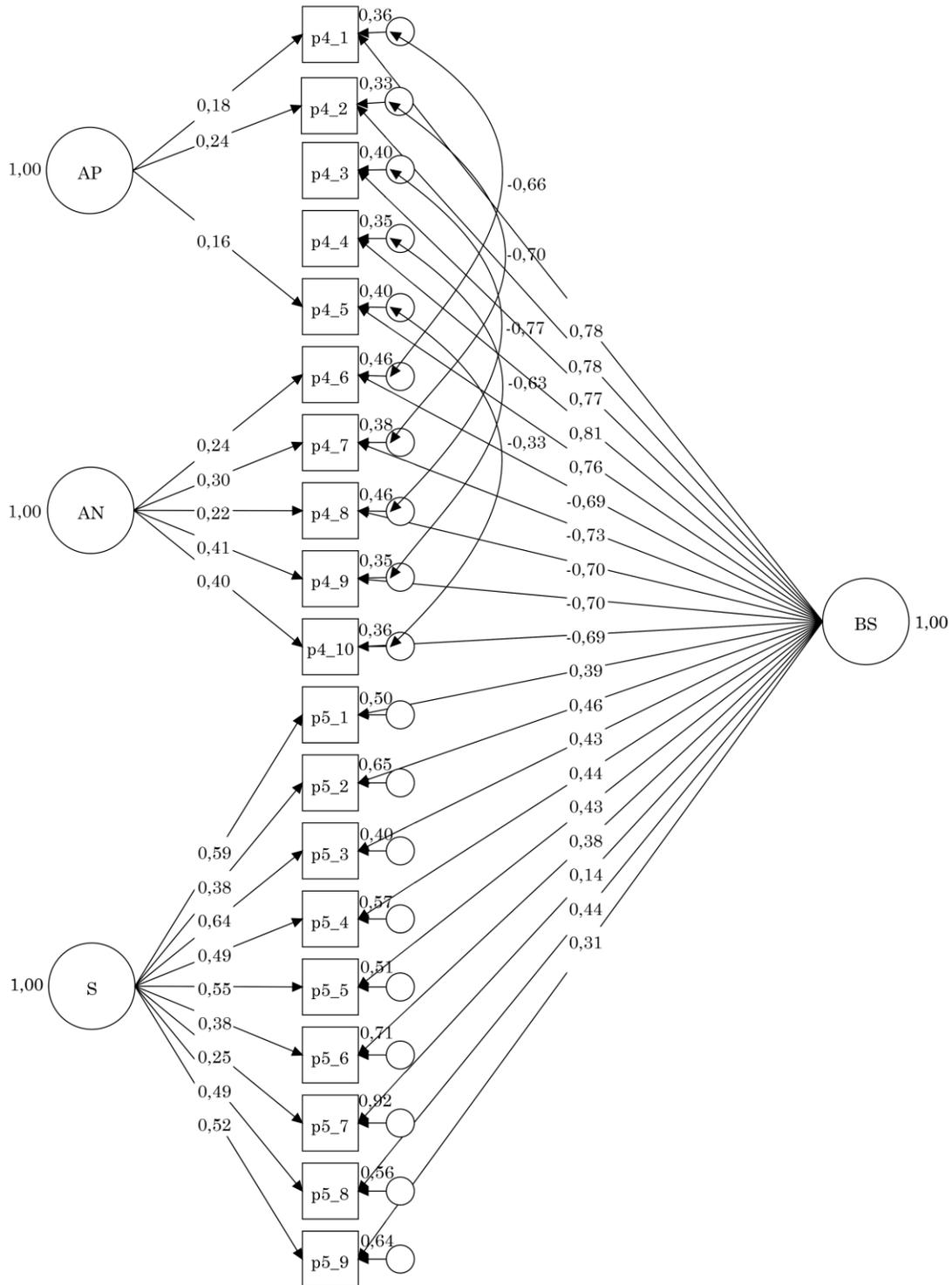
Figura 2

Análisis de Ruta de los Reactivos para el Modelo D. Segundo orden con tres factores modificado



Nota. BS = Bienestar Subjetivo, AP = Afectos Positivos, AN = Afectos Negativos, S = Satisfacción con la Vida. Los nombres de las variables observadas inician con un p (pregunta) y continúan con los con los códigos que el INEGI utilizó en su base de datos (p.ej. p4_1, p4_2). Todos los coeficientes estandarizados resultaron significativos ($p < .001$). Los valores de cada reactivo corresponden al error residual estandarizado. El 1 que aparece en los factores corresponde al valor con el que se fijó la varianza

Figura 3
Análisis de Ruta de los Reactivos para el Modelo E. Bifactor modificado



Nota. BS = Bienestar Subjetivo, AP = Afectos Positivos, AN = Afectos Negativos, S = Satisfacción con la Vida. Los nombres de las variables observadas inician con un p (pregunta) y continúan con los con los códigos que el INEGI utilizó en su base de datos (p.ej. p4_1, p4_2). Solo se muestran los valores de los coeficientes de regresión estandarizados de trayectoria que resultaron significativos ($p < .001$). Los valores de cada reactivo corresponden al error residual estandarizado. El 1 que aparece en los factores corresponde al valor con el que se fijó la varianza.

Análisis de Invarianza

En la Tabla 3 se observan los índices de ajuste entre las puntuaciones a la Escala de Bienestar Subjetivo de los participantes por entidad de residencia en México y el modelo C de tres factores correlacionados modificado. Se observa que los valores en los índices de ajuste sugieren evidencia de: un buen ajuste para la población de 26 de 32 entidades federativas ($RMSEA \leq 0,06$; p de $RMSEA = 1,000$; $SRMR \leq 0,08$; CFI y TLI $\geq 0,95$); un ajuste aceptable para la población de Sinaloa, Durango, Colima, Ciudad de México, Tabasco ($SRMR \leq 0,08$; CFI y TLI $\geq 0,90$); y un ajuste pobre para la población de Hidalgo y Puebla del centro de México, y Guerrero del sur del País ($RMSEA \geq 0,57$; p de $RMSEA < 0,003$; $SRMR \geq 0,07$; CFI y TLI $< 0,90$).

Tabla 3
Índices de Ajuste del Modelo C de Tres Factores Correlacionados Modificado para Distintas Entidades de Residencia

Modelo	MLR								
	χ^2	gl	p	χ^2/gl	RSMEA [90% IC]	p de RMSEA	SRMR	CFI	TLI
Región Norte									
Baja California Sur	333	144	0,000	2.313	0,037 [0,032, 0,042]	1,000	0,04	0,97	0,96
Sonora	427	144	0,000	2.965	0,043 [0,038, 0,048]	0,992	0,05	0,96	0,95
Chihuahua	360	144	0,000	2.500	0,038 [0,033, 0,043]	1,000	0,04	0,97	0,96
Coahuila de Zaragoza	324	144	0,000	2.250	0,031 [0,027, 0,036]	1,000	0,04	0,98	0,97
Nuevo León	1621	144	0,000	11.257	0,042 [0,040, 0,044]	1,000	0,03	0,96	0,95
Tamaulipas	469	144	0,000	3.257	0,045 [0,041, 0,050]	0,947	0,05	0,94	0,93
Baja California	458	144	0,000	3.181	0,044 [0,040, 0,049]	0,984	0,04	0,95	0,95
Sinaloa	784	144	0,000	5.444	0,062 [0,058, 0,066]	0,000	0,06	0,91	0,90
Nayarit	462	144	0,000	3.208	0,044 [0,039, 0,048]	0,990	0,04	0,96	0,96
Durango	548	144	0,000	3.806	0,050 [0,046, 0,054]	0,501	0,05	0,94	0,94
Zacatecas	294	144	0,000	2.042	0,033 [0,027, 0,038]	1,000	0,03	0,98	0,97
Región Centro									
Jalisco	4158	144	0,000	28.875	0,068 [0,067, 0,070]	0,000	0,08	0,92	0,90
Aguascalientes	553	144	0,000	3.840	0,048 [0,044, 0,052]	0,784	0,05	0,94	0,95
Colima	863	144	0,000	5.993	0,063 [0,059, 0,067]	0,000	0,05	0,95	0,94
Michoacán de Ocampo	387	144	0,000	2.688	0,040 [0,035, 0,045]	1,000	0,04	0,97	0,96
San Luis Potosí	420	144	0,000	2.917	0,043 [0,038, 0,048]	0,992	0,03	0,97	0,96
Guanajuato	604	144	0,000	4.194	0,040 [0,037, 0,044]	1,000	0,04	0,96	0,95
Querétaro	359	144	0,000	2.493	0,037 [0,032, 0,041]	1,000	0,04	0,96	0,96
Hidalgo	676	144	0,000	4.694	0,057 [0,053, 0,060]	0,003	0,07	0,88	0,86
Estado de México	1205	144	0,000	8.368	0,041 [0,039, 0,043]	1,000	0,04	0,96	0,95
Ciudad de México	3044	144	0,000	21.139	0,059 [0,057, 0,061]	0,000	0,05	0,91	0,90
Morelos	504	144	0,000	3.500	0,047 [0,042, 0,051]	0,880	0,04	0,95	0,94
Tlaxcala	350	144	0,000	2.431	0,039 [0,034, 0,044]	1,000	0,04	0,97	0,96
Puebla	2029	144	0,000	14.090	0,095 [0,091, 0,098]	0,000	0,11	0,84	0,81

(continúa)

Tabla 3 (Conclusión)*Índices de Ajuste del Modelo C de Tres Factores Correlacionados Modificado para Distintas Entidades de Residencia*

Modelo	MLR								
	χ^2	gl	p	χ^2/gl	RSMEA [90% IC]	p de RMSEA	SRMR	CFI	TLI
Región Sur									
Guerrero	1064	144	0,000	7.389	0,093 [0,089, 0,097]	0,000	0,11	0,88	0,86
Oaxaca	415	144	0,000	2.882	0,040 [0,035, 0,044]	1,000	0,04	0,96	0,96
Chiapas	406	144	0,000	2.819	0,040 [0,036, 0,045]	1,000	0,05	0,97	0,96
Veracruz	372	144	0,000	2.583	0,036 [0,032, 0,041]	1,000	0,04	0,97	0,96
Tabasco	520	144	0,000	3.611	0,052 [0,047, 0,056]	0,276	0,05	0,93	0,91
Campeche	281	144	0,000	1.951	0,033 [0,027, 0,038]	1,000	0,04	0,98	0,97
Quintana Roo	424	144	0,000	2.944	0,044 [0,039, 0,049]	0,983	0,04	0,97	0,96
Yucatán	326	144	0,000	2.264	0,034 [0,029, 0,039]	1,000	0,04	0,97	0,96

Nota. MLR = *maximun likelihood robust*; χ^2 = chi-cuadrado; gl = grados de libertad; p = valor de probabilidad estadística de la prueba de chi-cuadrado; χ^2/gl = *razón de chi-cuadrado sobre los grados de libertad*; RMSEA = raíz del error cuadrático medio de aproximación; SRMR = raíz del residuo cuadrático medio estandarizado; CFI = índice comparativo de Bentler-Bonett; TLI = índice de Tucker-Lewis. Los modelos con pobre ajuste se resaltan en gris.

En la tabla 4 se observan los resultados de los análisis de la invarianza para los distintos grupos (por sexo, estadios del desarrollo humano y lugar de residencia/región del país) del modelo C, en las puntuaciones de los participantes a la Escala de Bienestar Subjetivo. Asimismo, en la tabla 4 se aprecian los resultados de los análisis de invarianza del modelo C en dos fases: Fase 1, Análisis Factoriales Confirmatorios por grupos separados y Fase 2, Análisis Factoriales Confirmatorios Multigrupo. En la fase 1, los AFC por grupos separados de los participantes por sexo y estadios del desarrollo arrojaron valores en los índices que sugieren un buen ajuste del modelo C a las puntuaciones de los sujetos ($RMSEA < 0,06$; $SRMR < 0,08$; $TLI > 0,95$; $CFI > 0,95$). Asimismo, en la Tabla 4 se observa que el Modelo C tuvo un buen ajuste con las puntuaciones de los participantes que residen en la región Norte y Sur del país y un ajuste aceptable con las puntuaciones de los participantes residentes del Centro de México ($RMSEA < 0,06$; $SRMR < 0,08$; $TLI > 0,90$; $CFI > 0,90$). Lo anterior sugiere evidencia de invarianza del modelo C en análisis para los distintos grupos que hemos señalado.

Tabla 4

Índices de Ajuste del Modelo C Tres Factores Correlacionados Modificado para Distintos Grupos de las Variables Sexo, Estados de Desarrollo y Región de Residencia en el País

Modelo	MLR											
	χ^2	<i>gl</i>	<i>p</i>	χ^2/gl	RMSEA [90% IC]	SRMR	TLI	CFI	Δ CFI	Δ TLI	Δ RMSEA	Δ SRMR
Sexo												
Fase 1. Análisis factorial confirmatorio												
Hombres (<i>n</i> = 23279)	6417	144	0,000	45	0,043 [0,042, 0,044]	0,038	0,947	0,955				
Mujeres (<i>n</i> = 30740)	7722	144	0,000	54	0,041 [0,041, 0,042]	0,036	0,952	0,959				
Fase 2. Análisis factorial confirmatorio multigrupo												
M0. Configuracional	14160	288	0,000	49	0,042 [0,042, 0,043]	0,037	0,950	0,958				
M1. Métrica	14258	304	0,000	47	0,041 [0,041, 0,042]	0,038	0,952	0,957	-0,001	0,002	-0,001	0,001
M2. Escalar	15170	320	0,000	47	0,041 [0,041, 0,042]	0,039	0,952	0,955	-0,002	0,000	0,000	0,001
Estadios del desarrollo												
Fase 1. Análisis factorial confirmatorio												
Adolescentes (<i>n</i> = 1334)	435	144	0,000	3	0,040 [0,035, 0,043]	0,040	0,953	0,961				
Adultos (<i>n</i> = 42108)	10151	144	0,000	70	0,041 [0,040, 0,041]	0,036	0,953	0,961				
Adultos mayores (<i>n</i> = 10577)	3061	144	0,000	21	0,044 [0,042, 0,045]	0,038	0,948	0,956				
Fase 2. Análisis factorial confirmatorio multigrupo												
M0. Configuracional	13856	432	0,000	32	0,042 [0,041, 0,042]	0,036	0,952	0,960				
M1. Métrica	14244	464	0,000	31	0,041 [0,040, 0,041]	0,041	0,954	0,959	-0,001	0,002	-0,001	0,005
M2. Escalar	19520	496	0,000	39	0,046 [0,046, 0,047]	0,050	0,941	0,943	-0,016	-0,013	0,004	0,009
Región de residencia en el país												
Fase 1. Análisis factorial confirmatorio												
Norte (<i>n</i> = 16855)	3538	144	0,000	25	0,037 [0,036, 0,038]	0,032	0,959	0,966				
Centro (<i>n</i> = 28480)	9465	144	0,000	66	0,048 [0,047, 0,048]	0,041	0,936	0,946				
Sur (<i>n</i> = 8684)	2287	144	0,000	16	0,041 [0,040, 0,043]	0,05	0,95	0,959				
Fase 2. Análisis factorial confirmatorio multigrupo												
M0. Configuracional	15286	432	0,000	35	0,044 [0,043, 0,044]	0,040	0,946	0,954				
M1. Métrica	15891	464	0,000	34	0,043 [0,042, 0,044]	0,045	0,953	0,948	-0,006	0,007	-0,001	0,005
M2. Escalar	17166	496	0,000	35	0,043 [0,042, 0,044]	0,047	0,947	0,949	0,001	-0,006	0,000	0,002

Nota. MLR = *maximum likelihood robust*; χ^2 = chi-cuadrado; *gl* = grados de libertad; *p* = valor de probabilidad estadística de la prueba de chi-cuadrado; χ^2/gl = razón de chi-cuadrado sobre los grados de libertad; RMSEA = raíz del error cuadrático medio de aproximación; SRMR = raíz del residuo cuadrático medio estandarizado; CFI = índice de ajuste comparativo de Bentler-Bonett; TLI = índice de Tucker-Lewis; En los análisis multigrupo de invarianza se compraron los modelos de la siguiente forma: M1-M0 y M2-M1; Δ CFI = cambio en CFI; Δ TLI = cambio en TLI; Δ RMSEA = cambio en RMSEA; Δ SRMR = cambio en SRMR.

Asimismo, en la fase 2 de análisis de invarianza del modelo C, los análisis factoriales confirmatorios multigrupo arrojaron valores en los índices que indican un buen ajuste del modelo C a las puntuaciones de los participantes en la Escala de Bienestar Subjetivo (ver Tabla 4). Lo anterior sugiere evidencia de invarianza configuracional ($CFI \geq 0,95$), métrica y escalar del modelo C con las puntuaciones en la Escala de Bienestar Subjetivo para los distintos grupos de población mexicana por sexo y lugar de residencia/región del país, debido a que el cambio de incremento en CFI en los modelos comparados fue menor a -0,01 unidades. Por otro lado, se observa que los análisis de invarianza para los grupos por estadios del desarrollo humano arrojaron evidencia de invarianza configuracional ($CFI \geq 0,95$) y métrica (ΔCFI fue menos de -0,01 unidades) y se sospecha la existencia de invarianza escalar por que el cambio de incremento negativo en CFI fue entre -0,10 a -0,20 unidades ($\Delta CFI = -0,016$).

Además, en la tabla 4 también se muestra que los valores de $\Delta RMSEA$ fueron menores a 0,015 en los modelos de invarianza métrica y escalar, y los valores de $\Delta SRMR$ fueron menores a 0,030 en los modelos de invarianza métrica y menores de 0,010 en los modelos de invarianza escalar. En consecuencia, el análisis de los resultados de ΔCFI , $\Delta RMSEA$ y $\Delta SRMR$, conforme a las reglas de combinación de los índices y sus puntos de corte establecidos, indica evidencia de invarianza métrica y escalar del modelo C. Tres factores correlacionados dentro de los grupos de participantes por sexo, estadios del desarrollo y región de residencia.

Validez Convergente, Predictiva y Discriminante

Con respecto de la validez convergente, los análisis de las puntuaciones de los participantes a la Escala de Bienestar Subjetivo arrojaron una correlación positiva significativa ($r = 0,52$, $p < 0,01$) con el reactivo único que evalúa Satisfacción con la Vida en General.

El análisis de validez predictiva de las puntuaciones en la Escala de Bienestar Subjetivo permitió explicar el 27,0% de la varianza de la Satisfacción con la Vida en General de los participantes en el estudio, $F(1, 54017) = 19957$, $p = 0,001$, $B = 0,37$, 95% IC[0,37, 0,38], $\beta = 0,519$, $p = 0,001$, $R^2 = 0,270$.

El análisis de la curva ROC arrojó una moderada área bajo la curva: 75,3% (EE = 0,003, $p = 0,000$, 95% IC [0,748, 0,758]); el punto de corte establecido para discriminar entre la población con y sin bienestar subjetivo en la población mexicana fue de 109,5, con una sensibilidad de 70,6%, especificidad de 66,9%, falsos positivos de 33,1% y falsos negativos de 29,4%.

Consistencia Interna

El coeficiente omega para las puntuaciones de los participantes a la Escala de Bienestar Subjetivo, con una estructura de tres factores correlacionados modificada, con 19 reactivos, arrojó un valor de 0,94 ($\omega_{afectos\ positivos} = 0,88$, $\omega_{afectos\ negativos} = 0,87$, $\omega_{satisfacción\ con\ la\ vida} = 0,84$).

Discusión

El objetivo de nuestro estudio fue analizar la estructura factorial, propiedades psicométricas e invarianza de una Escala de Bienestar Subjetivo para población mexicana. Los análisis estadísticos que realizamos a la Escala de Bienestar Subjetivo arrojaron evidencias de consistencia interna y de validez de constructo con una estructura de tres factores correlacionados, que denominamos Satisfacción con la Vida (S), Afectos Positivos (AP) y Afectos Negativos (AN). Asimismo, nuestros análisis arrojaron evidencias de validez convergente, predictiva y discriminante para la Escala de Bienestar Subjetivo aplicada a los participantes del estudio. Además, en nuestra investigación encontramos evidencias de invarianza de las puntuaciones de la Escala de Bienestar Subjetivo para la población mexicana por sexo, estadios del desarrollo humano y región de residencia en el país.

Nuestros análisis arrojaron evidencia empírica de que la S, AP y AN están correlacionados y dan cuenta del bienestar subjetivo, de acuerdo con la propuesta teórica que planteó Diener (1984) y como lo reportaron Daniel-González et al. (2020). Además, nuestro estudio coincidió con Diener (1994), Diener et al. (2009) y Diener, Heintzelman et al. (2017) en que: (a) los AP y AN están inversamente correlacionados, como también lo reportaron Prado-Gascó et al. (2020) en la Escala de Experiencias Positivas y Negativas; (b) la S se correlaciona de manera positiva con los AP, como lo evidenciaron Calleja y Mason (2020) con la Escala de Bienestar Subjetivo y (c) la S se correlaciona negativamente con los AN.

Además, nuestro estudio arrojó evidencias de que el bienestar subjetivo puede ser valorado por una puntuación global, a partir de la S, los AP y AN, como también lo informaron Daniel-González et al. (2020). De esta manera, diferimos con Diener, Heintzelman et al. (2017) en que el bienestar subjetivo no se puede medir como entidad unitaria única. Por lo tanto, nuestro estudio arroja evidencias de que no es necesario dar cuenta del bienestar subjetivo reportando resultados de manera separada para cada escala, a diferencia de lo que informaron Carvalho et al. (2018) en la Escala de Bienestar Subjetivo; Delgado-Lobete et al. (2020), en la Escala de Satisfacción con la Vida y Vitalidad Subjetiva; Ortuño-Sierra et al. (2019), en la Escala de Satisfacción con la Vida y Vera-Villarroel et al. (2012), en la Escala de Satisfacción con la Vida; no obstante, coincidimos con ellos en que, de manera separada, la S tiene evidencias de una estructura factorial unidimensional, como también lo reportó Diener et al. (1985).

Además, al seguir las recomendaciones de Diener, Heintzelman et al. (2017) sobre la pertinencia de analizar otras estructuras factoriales (por ejemplo, los modelos bifactoriales), nuestro estudio también arrojó evidencia de constructo de la Escala de Bienestar Subjetivo con un modelo bifactorial, con un factor general denominado Bienestar Subjetivo y tres factores específicos, denominados S, AP y AN, lo que coincide con lo informado por Daniel-González et al. (2020). De igual modo, los datos de nuestra investigación se ajustaron a un modelo donde el bienestar subjetivo es un factor latente de segundo orden con tres factores latentes de primer orden, S, AP y AN. Asimismo, nuestro estudio sugiere evidencias de validez convergente, predictiva y discriminante de las puntuaciones de la población mexicana en la Escala de Bienestar Subjetivo, de tal manera que nuestros análisis con una medida única resultante de las puntuaciones en la Escala de Bienestar Subjetivo arrojaron los siguientes resultados: (a) se correlacionó significativamente de manera positiva con las puntuaciones del reactivo único de la Satisfacción con la Vida en General de la población mexicana, (b) explicó una proporción significativa de la varianza de las puntuaciones a la Satisfacción con la Vida en General de los participantes y (c) permitió discriminar moderadamente a la población mexicana participante en el estudio con y sin bienestar subjetivo. Por lo tanto, nuestros anteriores resultados contribuyen a evidenciar que el bienestar subjetivo puede ser valorado por una puntuación global a partir de la S, los AP y AN y, con ello, aportamos elementos para aclarar la estructura del bienestar subjetivo, como lo recomendaron Diener, Heintzelman et al. (2017).

Por otro lado, nuestro estudio arrojó algunas evidencias de invarianza de las puntuaciones de los participantes a la Escala de Bienestar Subjetivo, con una estructura factorial de tres factores correlacionados (S, AP y AN) modificado (modelo C: al eliminar dos reactivos que evalúan satisfacción con la vida y correlacionar los errores de medición de los reactivos que evalúan afectos positivos y afectos negativos). En este sentido, el constructo de bienestar subjetivo es conceptualizado de la misma manera si se divide la muestra de estudio por sexo, estadios del desarrollo y región del país (invarianza configuracional); los pesos factoriales de todos los parámetros del modelo C son iguales para hombres y mujeres, adolescentes, adultos y adultos mayores y los participantes residentes en la región norte, centro y sur de México (invarianza métrica), y la escala de medición de las respuestas a la Escala de Bienestar Subjetivo se entiende de la misma manera dentro de los grupos por sexo y región de residencia (invarianza escalar). Sin embargo, nuestro estudio permite inferir sospecha de falta de evidencia de invarianza escalar de la Escala de Bienestar Subjetivo para la población agrupada por estadios del desarrollo (adolescentes, adultos y adultos mayores), aunque los análisis factoriales confirmatorios por grupos separados sugieren invarianza de la escala dentro dichos grupos. Por otro lado, el análisis factorial confirmatorio por grupos separados de los participantes de acuerdo con su ciudad de residencia, sugiere evidencia de falta de invarianza de la Escala de Bienestar Subjetivo para los participantes residentes de las ciudades de Hidalgo, Puebla y Guerrero.

De esta manera, y aunque son pocos los estudios que reportan análisis de invarianza para distintos grupos, coincidimos con los resultados de otras escalas que también arrojaron evidencias de ser invariantes según ciertos grupos; por ejemplo, Tian et al. (2022) reportaron invarianza por sexo de la Escala Breve de Bienestar Subjetivo de los Adolescentes en la Escuela; Prado-Gascó et al. (2020) reportaron invarianza en el tiempo de participación en la investigación con la Escala de Experiencias Positivas y Negativas después de 12 meses; Di Martino et al. (2018) reportaron invarianza de la Escala I COPPE después de cuatro meses de la aplicación y Ortuño-Sierra et al. (2019) reportaron invarianza por sexo y por grupos de edad entre adolescentes de la Escala de Satisfacción con la Vida. Nuestros resultados contribuyen a evidenciar que en la población mexicana las medidas del bienestar subjetivo utilizadas en nuestro estudio con la Escala de Bienestar Subjetivo con una estructura factorial de tres factores correlacionados modificado (modelo C) se comportan como predice la teoría planteada por Diener (1984), independientemente del sexo, estadios del desarrollo humano y región de residencia.

Además, nuestros resultados sobre la consistencia interna de la escala coincidieron con lo referido en otros estudios sobre bienestar subjetivo, debido a que se ha dado a conocer evidencia de confiabilidad de las Escalas de Bienestar Subjetivo superior a 0,80 (Diener et al., 2010).

Las implicaciones de nuestros resultados son varias. Reportamos una escala modificada con evidencias de consistencia interna y de validez de constructo, convergente, predictiva y discriminante para valorar el bienestar subjetivo para la población mexicana. Los gobiernos y los encargados del diseño, instrumentación y evaluación de políticas públicas tienen la oportunidad de contar con una herramienta que les permita valorar de manera complementaria el efecto de sus acciones. Las instituciones educativas y organizaciones laborales pueden integrar en sus acciones la Escala de Bienestar Subjetivo para valorar de manera sistemática a su población e identificar temprana y oportunamente a quienes están en riesgo, para instrumentar acciones en beneficio de todos. Los terapeutas, al integrar la escala en su consulta, obtendrán información rápida del estado de bienestar en que se encuentran sus pacientes y, de esta manera, contarán con elementos complementarios para dirigir el tratamiento y valorar sus intervenciones. Además, nuestros resultados contribuyen teóricamente a conocer y comprender los elementos que constituyen el bienestar subjetivo en el ser humano, así como su estructura.

Nuestro estudio presenta varias fortalezas. Realizamos la investigación con el tamaño de muestra más grande que se ha dado a conocer en investigaciones similares y el tipo de muestreo permite la generalización de los resultados para la población mexicana que vive en contextos urbanos. Asimismo, analizamos la invarianza de la escala para distintos grupos de la población mexicana, reportamos diferentes análisis de validez. En contraste, apreciamos algunas limitaciones de nuestro estudio: la muestra no incluye población rural y la escala es autoinformada. Por lo anterior, se sugiere realizar estudios que incluyan población rural; mientras tanto, si se utiliza la escala para esta población, se recomienda interpretar los resultados con cautela, considerando variables contextuales. Asimismo, recomendamos explorar otras formas asociadas con la investigación cualitativa o experimental para medir el bienestar subjetivo y no solo a partir del autoinforme. Por último, hay que tener cautela con los resultados de los análisis de la validez convergente, predictiva y discriminante de las puntuaciones de la Escala de Bienestar Subjetivo, ya que dichos análisis se hicieron con base en las puntuaciones de un reactivo único que evaluó la Satisfacción General de la Vida en los participantes. De esta manera, sugerimos en futuras investigaciones utilizar otros instrumentos para valorar la validez convergente, predictiva y discriminante de la escala que aquí se reporta.

En conclusión, los análisis de la Escala de Bienestar Subjetivo arrojaron evidencias de consistencia interna y validez de constructo, convergente, predictiva y discriminante, con una estructura de tres factores correlacionados modificada: S, AP y AN, como lo estableció la propuesta teórica de Diener (1984) sobre el bienestar subjetivo. También nuestros análisis a la Escala de Bienestar Subjetivo arrojaron evidencia de equivalencia configuracional, métrica y escalar para distintos grupos de la población mexicana ciudadana. Por lo tanto, se cuenta con una herramienta para identificar de manera preventiva y correctiva a la población en riesgo a partir de la valoración de su bienestar subjetivo.

Referencias

- Albuquerque, A. S. & Tróccoli, B. T. (2004). Desenvolvimento de uma escala de bem-estar subjetivo [Desarrollo de una escala de bienestar subjetivo]. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 20(2), 153-164. <https://doi.org/10.1590/S0102-37722004000200008>
- Binder, M. & Buenstorf, G. (2018). Smile or die: Can subjective well-being increase survival in the face of substantive health impairments? *Economics & Human Biology*, 31, 209-227. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2018.08.004>
- Calleja, N. & Mason, T. A. (2020). Escala de Bienestar Subjetivo (EBS-20 y EBS-8): Construcción y Validación [Subjective Well-being Scale (EBS-20 and EBS-8): Construction and validation]. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 55(2), 185-201. <https://doi.org/10.21865/ridep55.2.14>
- Carvalho, L. F., Zanon, C., Ambiel, R. A. M. & Ferreira-Rodrigues, C. F. (2018). Psychometric properties of the Subjective Well-Being Scale using the rating scale model. [Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Subjetivo utilizando el modelo de escala de calificación]. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 35(1), 53-63. <https://doi.org/10.1590/1982-02752018000100006>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit Indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5
- Daniel-González, L., Moral de la Rubia, J., Valle de la O, A. & García-Cadena, C. H. (2020). Structure analysis of subjective well-being. *Salud Mental*, 43(3), 119-127. <https://doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2020.017>
- Delgado-Lobete, L., Montes-Montes, R., Vila-Paz, A., Talavera-Valverde, M. -A., Cruz-Valiño, J. -M., Gándara-Gafo, B., Ávila-Álvarez, A. & Santos-del-Riego, S. (2020). Subjective well-being in higher education: Psychometric properties of the satisfaction with life and subjective vitality scales in Spanish university students. *Sustainability*, 12(6), Artículo 2176 . <https://doi.org/10.3390/su12062176>

- Di Martino, S., Di Napoli, I., Esposito, C., Prilleltensky, I. & Arcidiacono, C. (2018). Measuring subjective well-being from a multidimensional and temporal perspective: Italian adaptation of the I COPPE scale. *Health and Quality of Life Outcomes*, 16(1), Article 88. <https://doi.org/10.1186/s12955-018-0916-9>
- Di, M., Jia, N., Wang, Q., Yan, W., Yang, K. & Kong, F. (2021). A bifactor model of the Wong and Law Emotional Intelligence Scale and its association with subjective well-being. *Journal of Positive Psychology*, 16 2(42), 561-572. <https://doi.org/10.1080/17439760.2020.1791947>
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), 542-575. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Diener, E. (1994). Assessing subjective well-being: Progress and opportunities. *Social Indicators Research*, 31(2), 103-157. <https://doi.org/10.1007/BF01207052>
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55(1), 34-43. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.34>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener, E., Heintzelman, S. J., Kushlev, K., Tay, L., Wirtz, D., Lutes, L. D. & Oishi, S. (2017). Findings all psychologists should know from the new science on subjective well-being. *Canadian Psychology*, 58(2), 87-104. <https://doi.org/10.1037/cap0000063>
- Diener, E., Inglehart, R. & Tay, L. (2013). Theory and validity of life satisfaction scales. *Social Indicators Research*, 112(3), 497-527. <https://doi.org/10.1007/s11205-012-0076-y>
- Diener, E., Lucas, R. E. & Oishi, S. (2018). Advances and open questions in the science of subjective well-being. *Collabra: Psychology*, 4(1), Artículo 15. <https://doi.org/10.1525/collabra.115>
- Diener, E., Oishi, S. & Lucas, R. E. (2015). National accounts of subjective well-being. *American Psychologist*, 70(3), 234-242. <https://doi.org/10.1037/a0038899>
- Diener, E., Oishi, S. & Tay, L. (2018). Advances in subjective well-being research. *Nature Human Behaviour*, 2(4), 253-260. <https://doi.org/10.1038/s41562-018-0307-6>
- Diener, E., Pressman, S. D., Hunter, J. & Delgado-Chase, D. (2017). If, why, and when subjective well-being influences health, and future needed research. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 9(2), 133-167. <https://doi.org/10.1111/aphw.12090>
- Diener, E., Scollon, C. N. & Lucas, R. E. (2009). The evolving concept of subjective well-being: The multifaceted nature of happiness. En E. Diener (Ed.), *Assessing well-being: The collected works of ed Diener* (Social Indicators Research Series, Vol. 39, pp. 67-100). Springer. https://doi.org/10.1007/978-90-481-2354-4_4
- Diener, E., Tay, L. & Oishi, S. (2013). Rising income and the subjective well-being of nations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 104(2), 267-276. <https://doi.org/10.1037/a0030487>
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D. -w., 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>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Ehrlich, C. & Bipp, T. (2016). Goals and subjective well-being: Further evidence for goal-striving reasons as an additional level of goal analysis. *Personality and Individual Differences*, 89, 92-99. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.10.001>
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hudson, N. W., Lucas, R. E. & Donnellan, M. B. (2020). Are we happier with others? An investigation of the links between spending time with others and subjective well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 119(3), 672-694. <https://doi.org/10.1037/pspp0000290>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2013a). *Encuesta nacional de gastos de los hogares (ENGASTO) Módulo de bienestar autorreportado*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/investigacion/bienestar/piloto/doc/biare_cuest.pdf
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2013b). *Módulo BIARE básico: Instructivo de llenado del cuestionario*. <https://www.inegi.org.mx/contenidos/investigacion/bienestar/basico/doc/biarebasin15.pdf>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2015a). *Módulo de bienestar autorreportado. Subjetivo-BIARE Básico 2013-2020: Estructura de la base de datos*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/investigacion/bienestar/basico/doc/biare_fd_2015.pdf
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2015b). *Módulo de bienestar autorreportado 2015. BIARE: Documento metodológico*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/productos/prod_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/nueva_estruc/702825075415.pdf
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2019). *Términos de libre uso de la información del INEGI*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/inegi/doc/terminos_info.pdf
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2020). *Bienestar subjetivo-BIARE básico [Conjunto de datos]*. <https://www.inegi.org.mx/investigacion/bienestar/basico/default.html#Microdatos>
- Kim, G., Wang, S. Y. & Sellbom, M. (2020). Measurement equivalence of the Subjective Well-Being Scale among racially/ethnically diverse older adults. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 75(5), 1010-1017. <https://doi.org/10.1093/geronb/gby110>
- Klug, H. J. P. & Maier, G. W. (2015). Linking goal progress and subjective well-being: A meta-analysis. *Journal of Happiness Studies*, 16(1), 37-65. <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9493-0>
- Kushlev, K., Drummond, D. M. & Diener, E. (2020). Subjective well-being and health behaviors in 2.5 million Americans. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 12(1), 166-187. <https://doi.org/10.1111/aphw.12178>
- Lai, K. (2018). Estimating standardized SEM parameters given nonnormal data and incorrect model: Methods and comparison. *Structural Equation Modeling*, 25(4), 600-620. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1392248>
- Li, C. -H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Maydeu-Olivares, A. (2017). Maximum likelihood estimation of structural equation models for continuous data: Standard errors and goodness of fit. *Structural Equation Modeling*, 24(3), 383-394. <https://doi.org/10.1080/10705511.2016.1269606>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781410601087>

- Murphy, J. M., Berwick, D. M., Weinstein, M. C., Borus, J. F., Budman, S. H. & Klerman, G. L. (1987). Performance of screening and diagnostic tests: Application of receiver operating characteristic analysis. *Archives of General Psychiatry*, 44(6), 550-555. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1987.01800180068011>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2021). *Mplus User's Guide* (Eight Edition) [Software]. Muthén & Muthén. https://www.statmodel.com/html_ug.shtml
- Ng, W. & Diener, E. (2019). Affluence and subjective well-being: Does income inequality moderate their associations? *Applied Research in Quality of Life*, 14(1), 155-170. <https://doi.org/10.1007/s11482-017-9585-9>
- Ngamaba, K. H. (2017). Determinants of subjective well-being in representative samples of nations. *European Journal of Public Health*, 27(2), 377-382. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckw103>
- Norma para la difusión y promoción del acceso, conocimiento y uso de la información estadística y geográfica que genera el Instituto Nacional de Estadística y Geografía., Dirección General de Vinculación y Servicio Público de Información, Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2018). https://sc.inegi.org.mx/repositorioNormateca/On_17Sep18.pdf
- Offer, S. (2020). They drive me crazy: Difficult social ties and subjective well-being. *Journal of Health and Social Behavior*, 61(4), 418-436. <https://doi.org/10.1177/0022146520952767>
- Oishi, S., Schimmack, U. & Diener, E. (2012). Progressive taxation and the subjective well-being of nations. *Psychological Science*, 23(1), 86-92. <https://doi.org/10.1177/0956797611420882>
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2013). *OECD guidelines on measuring subjective well-being*. <https://doi.org/10.1787/9789264191655-en>
- Ortuño-Sierra, J., Aritio-Solana, R., Chocarro de Luis, E., Navaridas Nalda, F. & Fonseca-Pedrero, E. (2019). Subjective well-being in adolescence: New psychometric evidences on the Satisfaction With Life Scale. *European Journal of Developmental Psychology*, 16(2), 236-244. <https://doi.org/10.1080/17405629.2017.1360179>
- Prado-Gascó, V., Romero-Reignier, V., Mesa-Gresa, P. & Górriz, A. B. (2020). Subjective well-being in Spanish adolescents: Psychometric properties of the Scale of Positive and Negative Experiences. *Sustainability*, 12(10), Artículo 4011. <https://doi.org/10.3390/su12104011>
- Reforma la ley del Sistema Nacional de Información Estadística y Geográfica, DOF 20-05-2021, Congreso General de los Estados Unidos Mexicanos (2021). https://sc.inegi.org.mx/repositorioNormateca/Lmj2_SNIEG.pdf
- Shi, Y., Joyce, C., Wall, R., Orpana, H. & Bancej, C. (2019). A life satisfaction approach to valuing the impact of health behaviours on subjective well-being. *BMC Public Health*, 19, Article 1547. <https://doi.org/10.1186/s12889-019-7896-5>
- Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, 240(4857), 1285-1293. <https://doi.org/10.1126/science.3287615>
- Tay, L., Herian, M. N. & Diener, E. (2014). Detrimental effects of corruption and subjective well-being: Whether, how, and when. *Social Psychological and Personality Science*, 5(7), 751-759. <https://doi.org/10.1177/1948550614528544>
- Tian, L. L., Zheng, J., Huebner, E. S. & Liu, W. (2022). Brief adolescents' subjective well-being in school scale: Measurement invariance and latent mean differences across school levels among Chinese students. *Current Psychology*, 41(5), 3135-3143. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00841-x>
- Unanue, W., Martínez, D., López, M. & Zamora, L. (2017). El rol del bienestar subjetivo para medir el progreso de las naciones y orientar las políticas públicas [The role of subjective well-being in measuring the progress of nations and guiding public policy]. *Papeles del Psicólogo*, 38(1), 26-33. <https://doi.org/10.23923/pap.psicol2017.2818>
- Urbano-Contreras, A., Martínez-González, R. A. & Iglesias-García, M. T. (2018). Validation of the Subjective Well-Being in Couple Relationship Scale (SWCR). *Marriage & Family Review*, 54(6), 598-615. <https://doi.org/10.1080/01494929.2018.1435435>
- Vandenberg, R. J. & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Vera-Villarreal, P., Urzúa, A., Pavez, P., Celis-Atenas, K. & Silva, J. (2012). Evaluation of subjective well-being: Analysis of the Satisfaction With Life Scale in Chilean population. *Universitas Psychologica*, 11(3), 719-727. <https://doi.org/10.11144/javeriana.upsy11-3.eswa>
- Vik, M. H. & Carlquist, E. (2018). Measuring subjective well-being for policy purposes: The example of well-being indicators in the WHO "Health 2020" framework. *Scandinavian Journal of Public Health*, 46(2), 279-286. <https://doi.org/10.1177/1403494817724952>
- Wheaton, B., Muthén, B., Alwin, D. F., & Summers, G. F. (1977). Assessing reliability and stability in panel *Models*. *Sociological Methodology*, 8, 84-136. <https://doi.org/10.2307/270754>

Anexo A

Tabla 1
Escala de Bienestar Subjetivo (EBS)

Reactivo	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	En ningún momento del día										Todo el día
¿Qué tanta parte del día de ayer se sintió...											
p4_1 ... de buen humor?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p4_2 ... tranquilo, calmado o sosegado?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p4_3 ... con energía o vitalidad?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p4_4 ... concentrado o enfocado en lo que hacía?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p4_5 ... emocionado o alegre?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p4_6 ... de mal humor?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p4_7 ... preocupado, ansioso o estresado?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p4_8 ... cansado o sin vitalidad?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p4_9 ... aburrido o sin interés en lo que se estaba haciendo	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p4_10 ... triste, deprimido o abatido?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Aquí las preguntas se refieren a su satisfacción, ya no con su vida en general, sino con algunos aspectos específicos.											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	Totalmente insatisfecho										Totalmente satisfecho
p5_1 ¿Qué tan satisfecho está con su nivel de vida?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p5_2 ¿Qué tan satisfecho está con su salud?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p5_3 ¿Qué tan satisfecho está con sus logros en la vida?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p5_4 ¿Qué tan satisfecho está con sus relaciones personales?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p5_5 ¿Qué tan satisfecho está con sus perspectivas a futuro?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p5_6 ¿Qué tan satisfecho está con el tiempo del que dispone para hacer lo que le gusta?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p5_7 ¿Qué tan satisfecho está con su seguridad ciudadana?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p5_8 ¿Qué tan satisfecho está con la actividad principal que usted realiza (trabajar, quehaceres del hogar, estudiar, cuidar o asistir a un familiar)?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
p5_9 ¿Qué tan satisfecho está con su vivienda?	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

Anexo B

Tabla 2
Índices de Modificación del Modelo B Tres factores correlacionados

	Declaración POR	M.I.	E.P.C.	Std E.P.C.	Std YX E.P.C.
F1	POR P4_6	70,047	-0,530	-0,886	-0,499
F1	POR P4_8	151,088	-0,831	-1,389	-0,734
F1	POR P4_9	55,265	0,445	0,745	0,442
F1	POR P4_10	101,366	0,650	1,087	0,608
F1	POR P5_1	36,336	-0,037	-0,062	-0,037
F1	POR P5_2	850,165	0,197	0,329	0,195
F1	POR P5_3	27,440	-0,027	-0,045	-0,031
F1	POR P5_4	165,980	0,072	0,120	0,082
F1	POR P5_5	13,166	0,021	0,035	0,022
F1	POR P5_6	112,311	0,089	0,148	0,072
F1	POR P5_7	180,376	-0,161	-0,269	-0,100
F1	POR P5_8	128,880	0,068	0,114	0,071
F1	POR P5_9	318,923	-0,116	-0,194	-0,116
F1	POR P5_10	151,195	-0,098	-0,165	-0,085
F1	POR P5_11	278,588	-0,154	-0,257	-0,120
F1	POR P5_12	178,574	-0,137	-0,230	-0,098
F2	POR P4_1	25,973	-0,382	-0,550	-0,276
F2	POR P4_2	47,222	-0,545	-0,783	-0,371
F2	POR P4_3	314,939	-1,375	-1,977	-0,986
F2	POR P4_5	978,107	2,775	3,990	1,789
F2	POR P5_1	31,530	0,038	0,055	0,033
F2	POR P5_2	857,099	-0,220	-0,316	-0,187
F2	POR P5_3	27,951	0,030	0,043	0,030
F2	POR P5_4	170,331	-0,081	-0,116	-0,079
F2	POR P5_5	12,489	-0,023	-0,032	-0,021
F2	POR P5_6	86,580	-0,087	-0,125	-0,060
F2	POR P5_7	168,868	0,173	0,249	0,092
F2	POR P5_8	128,844	-0,076	-0,109	-0,068
F2	POR P5_9	315,613	0,128	0,184	0,110
F2	POR P5_10	150,616	0,109	0,157	0,081
F2	POR P5_11	267,609	0,167	0,241	0,112
F2	POR P5_12	180,303	0,154	0,221	0,094
F3	POR P4_1	15,930	-0,046	-0,043	-0,022
F3	POR P4_2	174,576	-0,159	-0,152	-0,072
F3	POR P4_3	59,760	-0,092	-0,087	-0,043
F3	POR P4_4	42,855	0,073	0,070	0,036
F3	POR P4_5	431,199	0,283	0,270	0,121
F3	POR P4_7	81,819	0,095	0,091	0,048
F3	POR P4_8	40,308	0,070	0,067	0,035
F3	POR P4_9	27,734	-0,051	-0,049	-0,029
F3	POR P4_10	97,559	-0,105	-0,100	-0,056
	Declaración CON	M.I.	E.P.C.	Std E.P.C.	Std YX E.P.C.
P4_2	CON P4_1	1040,569	0,331	0,331	0,224
P4_3	CON P4_1	710,184	-0,270	-0,270	-0,181
P4_3	CON P4_2	233,458	-0,163	-0,163	-0,104
P4_4	CON P4_1	548,528	-0,223	-0,223	-0,161
P4_4	CON P4_2	339,662	-0,185	-0,185	-0,127
P4_4	CON P4_3	653,219	0,253	0,253	0,172
P4_5	CON P4_1	195,402	0,163	0,163	0,093
P4_5	CON P4_2	155,555	0,153	0,153	0,083
P4_5	CON P4_3	57,930	-0,093	-0,093	-0,050
P4_5	CON P4_4	80,638	0,103	0,103	0,059
P4_6	CON P4_1	11586,260	-0,975	-0,975	-0,716
P4_6	CON P4_3	1815,303	0,403	0,403	0,279
P4_6	CON P4_4	1464,231	0,340	0,340	0,253
P4_6	CON P4_5	215,609	0,161	0,161	0,095
P4_7	CON P4_2	10750,865	-0,993	-0,993	-0,713
P4_7	CON P4_3	958,232	0,293	0,293	0,209
P4_7	CON P4_4	2063,506	0,404	0,404	0,310
P4_7	CON P4_5	485,502	0,241	0,241	0,146

(continúa)

Índices de Modificación del Modelo B Tres factores correlacionados (continúa)

	Declaración CON	M.I.	E.P.C.	Std E.P.C.	Std YX E.P.C.
P4_2	CON P4_1	1040,569	0,331	0,331	0,224
P4_8	CON P4_1	1829,555	0,415	0,415	0,284
P4_8	CON P4_2	1042,885	0,330	0,330	0,215
P4_8	CON P4_3	19149,816	-1,402	-1,402	-0,906
P4_8	CON P4_4	22,880	-0,045	-0,045	-0,032
P4_8	CON P4_5	482,176	0,257	0,257	0,142
P4_8	CON P4_6	957,675	-0,289	-0,289	-0,205
P4_8	CON P4_7	187,555	-0,129	-0,129	-0,094
P4_9	CON P4_1	1548,060	0,336	0,336	0,263
P4_9	CON P4_2	2775,169	0,474	0,474	0,352
P4_9	CON P4_3	31,233	0,050	0,050	0,037
P4_9	CON P4_4	8497,803	-0,772	-0,772	-0,612
P4_9	CON P4_5	477,060	0,225	0,225	0,142
P4_9	CON P4_6	89,293	-0,078	-0,078	-0,063
P4_9	CON P4_7	414,086	-0,170	-0,170	-0,141
P4_9	CON P4_8	222,586	0,132	0,132	0,099
P4_10	CON P4_1	370,899	0,180	0,180	0,127
P4_10	CON P4_2	1220,936	0,345	0,345	0,231
P4_10	CON P4_3	638,643	0,247	0,247	0,164
P4_10	CON P4_5	1899,457	-0,494	-0,494	-0,280
P4_10	CON P4_7	16,122	0,036	0,036	0,027
P4_10	CON P4_8	69,735	-0,081	-0,081	-0,055
P4_10	CON P4_9	2067,609	0,387	0,387	0,300
P5_1	CON P4_3	75,380	-0,085	-0,085	-0,056
P5_1	CON P4_4	50,769	-0,065	-0,065	-0,046
P5_1	CON P4_7	53,019	-0,065	-0,065	-0,048
P5_1	CON P4_8	47,737	0,066	0,066	0,044
P5_1	CON P4_10	51,709	-0,067	-0,067	-0,046
P5_2	CON P4_1	76,866	-0,091	-0,091	-0,055
P5_2	CON P4_2	233,780	-0,167	-0,167	-0,097
P5_2	CON P4_3	911,323	0,329	0,329	0,189
P5_2	CON P4_4	90,741	0,097	0,097	0,060
P5_2	CON P4_5	14,190	-0,048	-0,048	-0,023
P5_2	CON P4_6	134,805	0,115	0,115	0,073
P5_2	CON P4_7	92,799	0,095	0,095	0,061
P5_2	CON P4_8	697,465	-0,281	-0,281	-0,165
P5_2	CON P4_9	29,423	-0,051	-0,051	-0,034
P5_2	CON P4_10	85,965	-0,095	-0,095	-0,058
P5_2	CON P5_1	156,015	0,136	0,136	0,081
P5_3	CON P4_2	14,635	-0,031	-0,031	-0,025
P5_3	CON P4_3	23,877	-0,040	-0,040	-0,032
P5_3	CON P4_4	13,075	0,028	0,028	0,024
P5_3	CON P4_5	11,772	0,032	0,032	0,022
P5_3	CON P4_8	62,995	0,063	0,063	0,052
P5_3	CON P4_9	16,762	-0,029	-0,029	-0,027
P5_3	CON P5_1	603,042	0,206	0,206	0,173
P5_3	CON P5_2	31,766	0,051	0,051	0,038
P5_4	CON P4_1	45,296	0,057	0,057	0,043
P5_4	CON P4_2	18,117	-0,038	-0,038	-0,027
P5_4	CON P4_3	12,958	-0,032	-0,032	-0,023
P5_4	CON P4_4	17,845	0,035	0,035	0,027
P5_4	CON P4_6	58,609	-0,062	-0,062	-0,049
P5_4	CON P4_7	10,564	0,026	0,026	0,021
P5_4	CON P4_8	37,871	0,053	0,053	0,039
P5_4	CON P4_9	46,910	-0,052	-0,052	-0,044
P5_4	CON P4_10	40,004	-0,053	-0,053	-0,040
P5_4	CON P5_1	199,985	-0,127	-0,127	-0,094
P5_4	CON P5_2	35,000	0,058	0,058	0,038
P5_4	CON P5_3	343,266	0,140	0,140	0,127
P5_5	CON P4_1	35,047	-0,052	-0,052	-0,038
P5_5	CON P4_2	118,381	-0,100	-0,100	-0,071
P5_5	CON P4_3	69,408	0,077	0,077	0,054
P5_5	CON P4_4	17,385	0,036	0,036	0,027

(continúa)

Índices de Modificación del Modelo B Tres factores correlacionados (continúa)

Declaración	CON	M.I.	E.P.C.	Std E.P.C.	Std YX E.P.C.
P5_5	CON P4_5	105,946	0,110	0,110	0,066
P5_5	CON P4_6	77,650	0,074	0,074	0,057
P5_5	CON P4_7	89,384	0,078	0,078	0,062
P5_5	CON P4_8	37,699	-0,055	-0,055	-0,039
P5_5	CON P4_9	13,371	-0,029	-0,029	-0,024
P5_5	CON P4_10	95,815	-0,085	-0,085	-0,062
P5_5	CON P5_2	263,957	0,165	0,165	0,105
P5_5	CON P5_3	264,915	0,128	0,128	0,114
P5_5	CON P5_4	280,748	0,141	0,141	0,111
P5_6	CON P4_2	693,729	0,358	0,358	0,166
P5_6	CON P4_4	31,204	-0,071	0,071	-0,035
P5_6	CON P4_5	236,867	0,243	0,243	0,095
P5_6	CON P4_6	22,204	0,058	0,058	0,029
P5_6	CON P4_7	46,051	-0,083	-0,083	-0,043
P5_6	CON P4_9	225,431	0,174	0,174	0,094
P5_6	CON P4_10	228,308	0,193	0,193	0,093
P5_6	CON P5_1	13,600	-0,050	-0,050	-0,024
P5_6	CON P5_2	221,415	-0,220	-0,220	-0,092
P5_6	CON P5_3	33,564	-0,065	-0,065	-0,038
P5_6	CON P5_4	24,160	-0,060	-0,060	-0,031
P5_7	CON P4_1	23,214	-0,090	-0,090	-0,030
P5_7	CON P4_2	15,323	0,077	0,077	0,024
P5_7	CON P4_3	19,539	-0,086	-0,086	-0,027
P5_7	CON P4_4	127,439	-0,206	-0,206	-0,069
P5_7	CON P4_7	96,431	-0,173	-0,173	-0,061
P5_7	CON P4_9	64,019	0,134	0,134	0,049
P5_7	CON P5_2	82,923	-0,193	-0,193	-0,055
P5_7	CON P5_3	696,581	-0,421	-0,421	-0,169
P5_7	CON P5_4	309,653	-0,306	-0,306	-0,108
P5_7	CON P5_5	53,319	-0,131	-0,131	-0,045
P5_7	CON P5_6	275,785	0,437	0,437	0,100
P5_8	CON P4_2	113,744	-0,103	-0,103	-0,069
P5_8	CON P4_4	222,249	0,134	0,134	0,096
P5_8	CON P4_7	119,125	0,095	0,095	0,071
P5_8	CON P4_9	199,588	-0,116	-0,116	-0,090
P5_8	CON P4_10	17,053	-0,037	-0,037	-0,026
P5_8	CON P5_1	59,913	-0,075	-0,075	-0,052
P5_8	CON P5_5	24,375	0,045	0,045	0,033
P5_8	CON P5_6	44,694	0,088	0,088	0,042
P5_8	CON P5_7	220,587	-0,278	-0,278	-0,092
P5_9	CON P4_3	72,309	-0,089	-0,089	-0,054
P5_9	CON P4_6	15,413	-0,037	-0,037	-0,025
P5_9	CON P4_8	51,738	0,073	0,073	0,045
P5_9	CON P5_1	162,755	0,134	0,134	0,084
P5_9	CON P5_2	480,972	-0,252	-0,252	-0,138
P5_9	CON P5_4	56,537	-0,071	-0,071	-0,048
P5_9	CON P5_5	448,626	-0,208	-0,208	-0,139
P5_9	CON P5_6	15,340	0,056	0,056	0,025
P5_9	CON P5_8	85,193	0,094	0,094	0,060
P5_10	CON P4_1	11,631	0,042	0,042	0,021
P5_10	CON P4_3	51,411	-0,093	-0,093	-0,045
P5_10	CON P4_6	42,810	-0,077	-0,077	-0,041
P5_10	CON P4_8	31,494	0,071	0,071	0,035
P5_10	CON P4_10	16,188	0,049	0,049	0,025
P5_10	CON P5_1	187,049	-0,176	-0,176	-0,087
P5_10	CON P5_2	455,153	-0,302	-0,302	-0,131
P5_10	CON P5_3	480,291	-0,235	-0,235	-0,144
P5_10	CON P5_4	13,043	-0,042	-0,042	-0,023
P5_10	CON P5_5	346,091	-0,224	-0,224	-0,119
P5_10	CON P5_7	482,350	0,553	0,553	0,131
P5_10	CON P5_9	1913,933	0,596	0,596	0,272
P5_11	CON P4_3	42,629	-0,098	-0,098	-0,040
P5_11	CON P4_4	43,985	-0,093	-0,093	-0,041
P5_11	CON P4_6	14,626	-0,052	-0,052	-0,024

(continúa)

Índices de Modificación del Modelo B Tres factores correlacionados (conclusión)

Declaración	CON	M.I.	E.P.C.	Std E.P.C.	Std YX E.P.C.
P5_11	CON P4_7	11,664	-0,046	-0,046	-0,021
P5_11	CON P4_8	27,374	0,076	0,076	0,032
P5_11	CON P5_1	144,684	-0,178	-0,178	-0,076
P5_11	CON P5_2	322,080	-0,292	-0,292	-0,109
P5_11	CON P5_3	831,176	-0,354	-0,354	-0,186
P5_11	CON P5_4	288,342	-0,227	-0,227	-0,105
P5_11	CON P5_5	350,781	-0,259	-0,259	-0,118
P5_11	CON P5_7	3913,040	1,813	1,813	0,370
P5_11	CON P5_8	91,862	-0,138	-0,138	-0,060
P5_11	CON P5_9	66,944	0,128	0,128	0,050
P5_11	CON P5_10	2375,761	0,943	0,943	0,294
P5_12	CON P4_2	35,886	0,101	0,101	0,037
P5_12	CON P4_3	28,865	-0,090	-0,090	-0,033
P5_12	CON P4_4	28,716	-0,084	-0,084	-0,033
P5_12	CON P4_6	10,881	-0,050	-0,050	-0,020
P5_12	CON P4_7	44,301	-0,101	-0,101	-0,042
P5_12	CON P4_8	38,525	0,101	0,101	0,038
P5_12	CON P4_9	46,752	0,098	0,098	0,042
P5_12	CON P4_10	43,964	0,105	0,105	0,040
P5_12	CON P5_1	57,732	-0,125	-0,125	-0,048
P5_12	CON P5_2	249,403	-0,287	-0,287	-0,096
P5_12	CON P5_3	532,722	-0,316	-0,316	-0,148
P5_12	CON P5_4	300,797	-0,259	-0,259	-0,107
P5_12	CON P5_5	360,343	-0,293	-0,293	-0,119
P5_12	CONBP5_7	3453,733	1,903	1,903	0,346
P5_12	CON P5_8	210,404	-0,233	-0,233	-0,090
P5_12	CON P5_10	783,973	0,605	0,605	0,168
P5_12	CON P5_11	12462,377	2,776	2,776	0,663

Fecha de recepción: Marzo de 2021.

Fecha de aceptación: Julio de 2022.