

Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Adolescente EPOCH en estudiantes venezolanos

Psychometric Properties of the EPOCH Adolescent Well-being Scale in Venezuelan Students

Luis Rodríguez-Chávez *¹, María Graciela Fernández-Siliano¹

1 - Centro de Investigación y Evaluación Institucional, Universidad Católica Andrés Bello, Caracas, Venezuela.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 03/10/2022 Revisado: 19/10/2022 Aceptado: 20/10/2022

Resumen

El objetivo de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Adolescente (EPOCH) en estudiantes venezolanos. Para ello, jueces expertos procedieron a examinar la adecuación de la traducción de la escala y se ajustaron cinco ítems por medio de una traducción inversa. Luego se aplicó la escala a 523 jóvenes de entre 13 y 18 años ($M = 15.19$; $DE = 1.54$; 51% hombres) para después realizar un análisis factorial confirmatorio que comprobó una estructura de cinco dimensiones (índices de ajuste adecuados). Sin embargo, el factor *compromiso* arrojó algunas cargas factoriales bajas ($< .5$). Además, una prueba de invarianza determinó que el modelo de medida es el mismo para ambos sexos. Por su parte, la confiabilidad fue apropiada para la escala general y las dimensiones (α y $\omega > .7$), a excepción del factor *compromiso*. Consecuentemente, se discute esto último y se ofrecen sugerencias respecto a futuras investigaciones.

Palabras clave: *bienestar, adolescentes, psicología positiva, psicometría, validez*

Abstract

The aim of this research was to analyze the psychometric properties of the EPOCH Adolescent Well-being Scale in Venezuelan Students. For this purpose, expert judges proceeded to examine the adequacy of the translation of the scale and adjusted five items by means of a reverse translation. Subsequently, the scale was applied to 523 young people between 13 and 18 years of age ($M = 15.19$; $SD = 1.54$; 51% males) in order to perform a confirmatory factor analysis that proved a five-dimensional structure (adequate fit indices). However, the factor *engagement* yielded some low factor loadings ($< .5$). In addition, an invariance test determined that the measurement model is the same for both sexes. Additionally, the reliability was appropriate for the overall scale and dimensions (α and $\omega > .7$), with the exception of the *engagement* factor. Consequently, the latter aspect is discussed and suggestions are given regarding future research.

Keywords: *well-being, teenagers, positive psychology, psychometrics, validity*

*Correspondencia a: Luis Rodríguez-Chávez. Dirección: Av. Teherán, Urb. Montalbán. Universidad Católica Andrés Bello. Edif. Biblioteca Piso 3. CIEI. Caracas, Venezuela. Teléfono: +58 212 407 43 65. E-mail: luirodrig@ucab.edu.ve

Nota de autores: Luis Rodríguez-Chávez, Licenciado en Psicología (UCAB). Profesor investigador y profesor en la escuela de Psicología (UCAB). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4518-6596>.

María Graciela Fernández-Siliano, Licenciada en Educación (IPC-UPEL). Profesora investigadora y profesora en las Escuelas de Educación y Comunicación Social (UCAB). ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1514-8062>

Cómo citar este artículo: Rodríguez-Chávez, L., & Fernández-Siliano, M. G. (2022). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Adolescente EPOCH en estudiantes venezolanos. *Revista Evaluar*, 22(3), 35-47. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Abigail Pérez, Mercedes Leaden, Stefano Macri, Juan Cruz Balverdi, Mónica Serppe, Alicia Molinari, Ricardo Hernández, Eugenia Barrionuevo

Introducción

Desde principios del siglo XXI, la psicología positiva surgió como un movimiento que se oponía a la concepción de que los fenómenos psicológicos se entendieran desde el sufrimiento o la enfermedad. Como respuesta a ello, se planteó una propuesta orientada al aspecto positivo del hombre y sus fenómenos asociados, tales como el bienestar, el optimismo, la creatividad, la espiritualidad, la sabiduría, entre otros (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000; Seligman, 2019).

Uno de los conceptos fundamentales estudiados en esta área es el bienestar, que se concibe como un estado de felicidad y satisfacción caracterizado por la buena salud, tanto física como mental, así como también una buena calidad de vida (VandenBos, 2015). De forma concreta, Maddux (2017) distingue dos tipos de bienestar: por un lado el bienestar subjetivo, es decir la evaluación y los sentimientos que tiene la persona sobre su vida o, en otras palabras, cómo la persona percibe su propia vida (Diener, Lucas, & Oishi, 2018) y, por el otro, el bienestar objetivo, que se refiere a las condiciones materiales con las que cuenta la persona (por ejemplo, salario, inmuebles, entre otros).

Por lo tanto, si bien existen múltiples formas de conceptualizar el bienestar subjetivo, una de ellas es concebirlo como una experimentación más bien placentera que displacentera (perspectiva hedónica) y, la otra, entiende el bienestar como la capacidad de la persona de desplegar su potencial, es decir, el progreso en cuanto a objetivos personales y propósitos de vida (perspectiva eudaimónica; Maddux, 2017). Además, en el campo del bienestar subjetivo podemos encontrar una variedad de teorías desarrolladas bajo el enfoque biológico/del temperamento, de la satisfacción de metas o de estados mentales (Diener, Oishi, & Tay, 2018).

En este mismo orden de ideas, desde la psicología positiva se ha planteado el modelo PERMA en el cual la conjunción de cinco elementos mensurables -emociones positivas, compromiso, relaciones, sentido y logro- dan cuenta del bienestar de la persona. Es conveniente resaltar que “ningún elemento define por sí mismo al bienestar, pero cada uno de ellos contribuye a alcanzarlo” (Seligman, 2016, p. 39). Por lo tanto, es relevante el estudio de las dimensiones antes mencionadas de acuerdo con esta teoría.

En relación con lo mencionado anteriormente, Kern, Benson, Steinberg y Steinberg (2016), con base en una revisión, plantean el modelo EPOCH compuesto de cinco características positivas presentes en adolescentes que permitirán el estado de bienestar óptimo cuando se conviertan en adultos, tal y como lo entiende el modelo PERMA de Seligman. Es decir, que estas dimensiones en los adolescentes fomentarán la salud física y mental y el bienestar en la adultez.

Estas dimensiones se detallan a continuación: (a) *conexión*, entendida como la sensación de poseer relaciones satisfactorias con los demás, por lo que implica la estimación, valoración y apoyo de los otros; (b) *compromiso*, que es la capacidad de abstraerse o concentrarse completamente en lo que se está haciendo, es decir, poseer un gran interés en una actividad; (c) *perseverancia*, que es la capacidad de conseguir y completar los objetivos propuestos pese a los obstáculos; (d) *felicidad*, un estado de ánimo y satisfacción positivos sobre la vida y relativamente duraderos y (e) *optimismo*, entendido como la esperanza y la perspectiva positiva con respecto al futuro, así como la consideración de que los eventos negativos son temporales o situacionales (Kern et al., 2016).

Los autores diseñaron una escala que fue validada progresivamente en varias muestras obtenidas en Estados Unidos y Australia (n = 4480).

A través de varios análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, los autores redujeron los ítems de un total de 60 a 25 y luego a 20 ítems que miden las cinco dimensiones antes mencionadas. La escala mostró índices adecuados de confiabilidad en 10 muestras, tanto en la escala total como en las sub-dimensiones, así como indicadores de validez convergente y discriminante (Kern et al., 2016). Por otra parte, en una revisión de varias escalas de bienestar adolescente, la EPOCH se destaca por el hecho de haber sido desarrollada específicamente para jóvenes, así como también por la capacidad de medir equitativamente aspectos emocionales y de funcionamiento (Rose et al., 2017).

En cuanto a la aplicación de la Escala EPOCH en otros idiomas y países, se entiende que en su traducción a idioma turco y utilización en estudiantes de bachillerato ($n = 262$) de entre 14 y 18 años los resultados mostraron una aceptable adecuación del modelo de medida ($CFI = .98$, $RMSEA = .074$ y $SRMR = .05$), al igual que una buena confiabilidad en sus dimensiones (α entre .72 y .88; Demirci & Ekşi, 2015).

Un desenlace similar se observó al aplicar la escala en idioma persa con una muestra exclusiva de mujeres adolescentes iraníes ($n = 373$) de entre 15 y 19 años. En este caso se obtuvo un buen nivel de adecuación de medida ($CFI = .91$, $GFI = .90$ y $RMSEA = .07$) y confiabilidad aceptable (α entre .74 y .85; Taheri, Pourshahriari, Abdollahi, & Hosseinian, 2022).

Por su parte, Kern, Zeng, Hou y Peng (2019) tradujeron la escala al idioma chino para su aplicación en ese país ($n = 3620$) y encontraron que el modelo de cinco factores se ajustaba adecuadamente ($CFI = .96$, $RMSEA = .04$ y $SRMR = .03$). Además, la confiabilidad fue también adecuada (Ω entre .77 y .90). Lo mismo se encontró al volver a aplicar la escala en el mismo país con una muestra diferente ($n = 17854$), donde el modelo

fue replicado exitosamente ($CFI = .93$, $RMSEA = .05$ y $SRMR = .04$) y se encontraron diversos índices de confiabilidad — α y λ — de acuerdo a lo esperado (entre .73 y .90; Zeng & Kern, 2019). Además, en ambas aplicaciones, la mayoría de las pruebas de invarianzas mostraron que no había diferencias en cuanto al sexo.

Por su parte, Maurer, Daukantaitė y Hoff (2021) hicieron la traducción de la escala al sueco y la aplicaron a estudiantes de bachillerato ($n = 846$) de entre 16 y 21 años. Replicaron de manera exitosa el modelo de medida EPOCH ($CFI = .91$, $RMSEA = .07$ y $SRMR = .044$) y además obtuvieron una confiabilidad adecuada (α entre .74 y .91). Adicionalmente, a través de las pruebas de invarianza se observó que el modelo de medida no difería según el sexo.

Por otro lado, Ortiz-Correa, Proestakis-Maturana y Leiva-Gutiérrez (2020) realizaron una traducción al español y la aplicaron en dos muestras de adolescentes chilenos de entre 11 y 18 años. En la primera muestra ($n = 224$) el análisis factorial exploratorio encontró cuatro factores y no cinco. Sin embargo, en la segunda muestra ($n = 1334$), al aplicar el análisis factorial confirmatorio, se logró reproducir el modelo EPOCH de cinco dimensiones de forma satisfactoria ($CFI = .94$ y $RMSEA = .05$). Un aspecto llamativo es que los autores no pormenorizaron cuál fue el proceso de traducción que siguieron.

De esta manera, se observa que la escala EPOCH ha sido replicada con efectividad en otros países e idiomas, incluida Latinoamérica. Esto se encuentra en consonancia con lo que apunta Zelenski (2019) al mencionar que el área de la psicología positiva requiere de estudios de replicación en otras culturas, edades y contextos para así contar con evidencia sólida. Además, es pertinente revisar la traducción al español para así realizar su aplicación en otros países latinoamericanos. Por ello es que el objetivo de la presente

investigación es analizar las propiedades psicométricas de la escala EPOCH en adolescentes venezolanos. Este análisis se llevó a cabo por medio de los siguientes pasos: (a) revisar y ajustar la traducción, (b) evaluar la estructura factorial y (c) comparar dicha estructura según el sexo.

Método

Tipo de investigación y muestreo

La presente investigación es de tipo instrumental ya que el objetivo fue analizar aspectos psicométricos, tales como la estructura factorial y la confiabilidad, de una escala de bienestar adolescente (Ato, López-García, & Benavente, 2013). Por otro lado, el muestreo fue de tipo propositivo (Álvarez-Álvarez, González-Zepeda, & Chávez-López, 2017) y los criterios de inclusión consistieron en cursar el año académico y tener entre 13 y 18 años. En total se tomaron en cuenta los cuestionarios de 523 adolescentes, de los cuales el 51% eran hombres y el 49% eran mujeres. Respecto a la edad, la distribución fue la siguiente: el 10% de los participantes tenía 13 años, el 23% tenía 14 años, el 24% 15 años, el 21% 16 años, el 19% 17 años y el 3% 18 años.

Instrumentos

El instrumento utilizado fue la Escala de Bienestar Adolescente (EPOCH) de Kern et al. (2016) traducida al español por Ortiz-Correa et al. (2020), aunque modificada en la presente investigación. El cuestionario cuenta con 20 ítems, su formato de respuesta es de tipo Likert y se puntúa del 1 (*nunca*) al 5 (*siempre*). La escala mide cinco dimensiones de puntuación directa, por lo que a mayor puntuación mayor puntaje en la respectiva dimensión. Las dimensiones son las siguientes:

conexión (ítems 1, 10, 14 y 16), *perseverancia* (2, 9, 17 y 19), *optimismo* (3, 13, 15 y 18), *felicidad* (4, 6, 8 y 20) y *compromiso* (5, 7, 11 y 12), todos de puntuación directa.

Además, se utilizó una escala *ad hoc* de datos básicos, tales como edad, sexo y año escolar.

Procedimiento

El procedimiento contó con tres fases. La primera fase consistió en evaluar la adecuación de la traducción de la escala EPOCH realizada por Ortiz-Correa et al. (2020) para su utilización en la población chilena. Para ello, se consultó a 3 psicólogos con conocimientos avanzados en inglés que puntuaron la calidad de la traducción para su utilización en la población adolescente venezolana del 1 (*completamente inadecuado*) al 4 (*completamente adecuado*). A partir de estos puntajes se estimó la coincidencia entre jueces mediante la V de Aiken (Aiken, 1980) con un criterio de $> .85$ (Aiken, 1985) con el fin de evaluar la aplicabilidad de los ítems sin realizar ninguna modificación.

A partir de esta evaluación, otros tres psicólogos bilingües hicieron la traducción inversa de aquellos ítems que no obtuvieron un puntaje mínimo (Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013). Para ello, un primer psicólogo bilingüe tradujo los ítems originales del inglés al español, posteriormente un segundo psicólogo bilingüe hizo una traducción del español al inglés y luego un tercer psicólogo bilingüe evaluó la correspondencia entre los ítems originales en inglés y los ítems en inglés re-traducidos y además realizó recomendaciones al respecto.

Es importante mencionar que estos últimos psicólogos que hicieron la traducción inversa eran diferentes a los que hicieron la evaluación de la adecuación, además de que ninguno de ellos

tenía ningún tipo de relación con la investigación lo cual es deseable en las adaptaciones de los test (Hernández, Hidalgo, Hambleton, & Gómez-Benito, 2020).

La segunda fase consistió en la aplicación del instrumento, por lo que, en primer lugar, se contactó a las autoridades de la institución educativa para explicarles los objetivos de la investigación, así como también solicitar su autorización. Una vez que la autorización fue otorgada y las instrucciones para completar el cuestionario fueron estandarizadas, la aplicación se realizó con el cuestionario físico, es decir que los adolescentes lo completaron en sus salones durante las horas de clase.

Además, en la hoja de encuesta se declaró explícitamente el objetivo académico de la investigación, el anonimato y la participación voluntaria. Para garantizar esto último se agregó un ítem donde se les solicitaba a los adolescentes su consentimiento explícito. Aquellos que marcaron negativamente no participaron en el estudio. Todo lo anterior se rige con los estándares del Código Deontológico de la Práctica de Investigación en Psicología (Universidad Católica Andrés Bello [UCAB], 2002) y los principios éticos de la *American Psychological Association* (APA, 2016).

Posteriormente, se procedió con la siguiente y última fase de análisis factorial confirmatorio (AFC). En primer lugar, se inició con la evaluación de la normalidad. Para ello se calculó el test de Mardia (1970) en el cual se utiliza como indicador la significancia obtenida de la curtosis, es decir, si es significativa no hay normalidad multivariada. En base al resultado anterior y al tamaño de la muestra ($n < 1000$), se determinó que el mejor método era el de mínimos cuadrados no estandarizados (ULS; Ferrando, Lorenzo-Seva, Hernández-Dorado, & Muñiz, 2022).

Una vez estimado el modelo se evaluaron tres tipos de indicadores de ajuste: los genera-

les (χ^2/gl , GFI, RMSEA y SRMR), los de ajuste incremental (TLI y NNFI) y los de parsimonia (CFI). En la mayoría de estos indicadores el criterio para concluir un buen ajuste es $> .94$, a excepción del χ^2/gl donde se consideran apropiados valores < 3 , RMSEA $< .07$ y SRMR $< .08$. Esto se estableció según el tamaño de la muestra (> 250) y la cantidad de ítems ($n = 20$; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2018).

Adicionalmente, se estimó el índice de modificación (IM) y el cambio de parámetro esperado (EPC), los cuales brindan información sobre relaciones alternativas que podrían tener los ítems con otros factores con el fin de, a partir de esto, re-estimar el modelo (Bollen, 1990; Kaplan, 1989) por medio de los indicadores de ajuste antes mencionados.

Consecuentemente, se evaluó la invarianza factorial en función al sexo, la cual consiste en la estimación de cuatro modelos de invarianza, a saber, configuracional, métrica, escalar y residual, a partir de los cuales se comparan algunos de los índices de ajuste de manera progresiva para evaluar si el modelo de medida difiere según el sexo. Los criterios de evaluación para el modelo de invarianza configuracional fueron el CFI, el RMSEA y el SRMR, con los puntos de corte ya mencionados. Para el resto de los modelos de invarianza las diferencias debían ser de $\Delta CFI < .01$, $\Delta RMSEA < .01$ y $\Delta SRMR < .03$ (Cheung & Rensvold, 2002; Putnick & Bornstein, 2016).

Por último, para la confiabilidad se calculó el coeficiente α de Cronbach y el ω de McDonald, así como sus respectivos intervalos de confianza (Bonett & Wright, 2015). El punto de corte para considerarlos adecuados fue de $> .7$ (Muñiz, 2018). Asimismo, se realizaron análisis complementarios por medio de los cuales se compararon las dimensiones según el sexo con una t de student, para el año escolar se utilizó Anova y para la edad una correlación de Pearson. En todas ellas el

criterio fue la significancia ($p < .05$). Sin embargo, en las dos primeras se consideró también la magnitud de efecto (d de Cohen y η^2), mientras que en la última se consideró la magnitud de la correlación (Peña, 2017).

Respecto a los paquetes estadísticos utilizados, la estimación de la prueba de Mardia se calculó con el programa Factor 12.01.02 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017) y el resto de los procedimientos estadísticos se estimaron con el programa JASP 0.16.3.0 (Love et al., 2019).

Resultados

Adecuación de la traducción

Al analizar la evaluación de los jurados en la traducción por medio de la V de Aiken se observó que 15 ítems superaron el criterio. Sin embargo los ítems 7 ($V = .67$), 9 ($V = 0.75$), 12 ($V = .75$), 13 ($V = .83$) y 20 ($V = .42$) no lo superaron ($> .85$), por lo que estos ítems pasaron por el proceso de traducción inversa antes descrita y se tuvieron en cuenta los ítems originales. Posterior a esto se contó con la escala completa y ya lista para su aplicación.

Análisis factorial confirmatorio

En el análisis preliminar de los datos, para el tratamiento de los datos ausentes se aplicó la eliminación de caso (Acock, 2012), por lo que solo se tuvo en cuenta a 523 adolescentes para el AFC que fue la totalidad de sujetos que brindaron datos de respuesta completa del cuestionario EPOCH. Respecto a los datos atípicos, cada ítem se analizó a través del diagrama de caja y bigotes. El 8% de los datos eran atípicos. Por lo tanto, la estrategia utilizada fue realizar dos AFC, uno con estos datos atípicos y otro sin estos, dado que no se en-

contraron diferencias en los indicadores e índices de estimación y solo se reportaron los resultados con la muestra completa.

Respecto al análisis descriptivo de los ítems, se observa que en general los reactivos de la dimensión *conexión* tienen mayor media, mientras que los ítems de la dimensión *compromiso* tienen menor promedio. Esto mismo se repite con la asimetría: mientras que los primeros muestran mayor asimetría, los últimos muestran una asimetría menor. En cuanto a la desviación y la curtosis, no se encuentra un patrón diferencial por dimensión (ver Tabla 1).

Posteriormente, el test de Mardia (1970) determinó que no existía normalidad multivariada (Curtosis = 510; $p < .001$), por lo que se decidió aplicar un método de estimación ULS que es ideal para estos casos (Ferrando et al., 2022).

Respecto a los indicadores de adecuación del modelo, los resultados de ajuste absoluto fueron superiores al criterio, tanto los generales ($\chi^2 = 389.297$; $df = 160$; $\chi^2/df = 2.40$; GFI = .982), como los de error (RMSEA = .052; SRMR = .059), y lo mismo sucedió con los de ajuste incremental (TLI = .969; NNFI = .969) y el de parsimonia (CFI = .974). En consecuencia, los datos muestran adecuado ajuste al modelo de medida (EPOCH).

Por su parte, al analizar la configuración de las dimensiones y los ítems se observó que la única dimensión que contiene cargas factoriales inferiores a .5 es la de *compromiso* (ver Figura 1), concretamente en los ítems 5, 11 y 12, con correlaciones bajas o moderada-bajas. Por esta razón, es que en un paso adicional se estimó el índice de modificación (IM) y el cambio de parámetro esperado (EPC) ya que, tal y como aclaran Brown y Moore (2014), estos solo se pueden estimar cuando hay una base teórica o conceptual sólida que sustente la relación entre factores e ítems.

De esta manera, los ítems 5 (MI = 119.12 y EPC = 1.39), 7 (MI = 35.91 y EPC = -.48) y 11

Tabla 1
Estadísticos descriptivos por ítem de la Escala EPOCH.

| | Media | DE | Asimetría | Curtosis |
|--|-------|------|-----------|----------|
| 1. Cuando algo bueno me sucede, cuento con personas con las que me gusta compartir buenas noticias | 3.91 | 1.03 | -0.65 | -0.36 |
| 2. Termine lo que empiezo | 3.70 | 0.88 | -0.19 | -0.52 |
| 3. Soy optimista acerca de mi futuro | 3.86 | 1.04 | -0.53 | -0.57 |
| 4. Me siento feliz | 3.46 | 0.96 | -0.22 | -0.31 |
| 5. Cuando hago una actividad, la disfruto tanto que pierdo la noción del tiempo | 3.55 | 1.08 | -0.19 | -0.78 |
| 6. Me divierto mucho | 3.67 | 0.93 | -0.29 | -0.48 |
| 7. Me meto por completo en las cosas que hago | 3.70 | 0.95 | -0.26 | -0.60 |
| 8. Amo la vida | 3.67 | 1.18 | -0.45 | -0.81 |
| 9. Persisto en mis tareas escolares hasta terminarlas | 3.63 | 1.02 | -0.25 | -0.71 |
| 10. Cuando tengo un problema, sé que hay alguien ahí para mí | 3.64 | 1.21 | -0.34 | -1.12 |
| 11. Me involucro tanto en ciertas actividades que se me olvida todo lo demás | 3.36 | 1.12 | -0.14 | -0.83 |
| 12. Pierdo la noción del tiempo cuando estoy aprendiendo algo nuevo | 3.05 | 1.05 | 0.05 | -0.47 |
| 13. En momentos de incertidumbre espero lo mejor | 3.12 | 1.11 | 0.00 | -0.68 |
| 14. Hay personas en mi vida que realmente se preocupan por mí | 4.20 | 0.96 | -1.06 | 0.39 |
| 15. Pienso que me van a suceder cosas buenas | 3.70 | 1.08 | -0.41 | -0.60 |
| 16. Tengo amigos a los que quiero mucho | 4.36 | 0.96 | -1.48 | 1.44 |
| 17. Una vez que me propongo hacer algo, lo hago hasta el final | 3.80 | 0.94 | -0.35 | -0.64 |
| 18. Creo que las cosas van a salir bien sin importar lo difícil que parezcan | 3.43 | 1.12 | -0.22 | -0.77 |
| 19. Soy muy trabajador | 3.62 | 1.05 | -0.36 | -0.57 |
| 20. Soy una persona alegre | 3.74 | 1.10 | -0.56 | -0.49 |

(MI = 34.41 y EPC = -.41) del factor *compromiso* se cargaban en el factor *perseverancia*. Dada la posible relación conceptual entre estos dos constructos se recalculó el modelo en función a dicha estimación. Sin embargo, solo el ítem 7 fue adecuado para el factor *perseverancia* (carga factorial = .63), mientras que los ítems 5 y 11 no lo fueron (carga factorial < .3). Tampoco hubo una mejora en los índices de ajuste ($\Delta CFI < .001$ y $\Delta RMSEA < .001$). En consecuencia, la eliminación del factor *compromiso* y la agrupación de sus ítems en el factor *perseverancia* no resulta adecuada.

En cuanto a las correlaciones entre factores, se presentan asociaciones positivas y moderadas en su mayoría. Se destaca una correlación

alta entre *felicidad* y *optimismo*. Sin embargo, esta no llega a superar el criterio establecido (> .80) para afirmar problemas de validez discriminante (Brown, 2015), por lo que no representa un problema. Además, se observó una relación moderada-baja entre *conexión* y *perseverancia*. Es importante mencionar que todas las cargas y correlaciones fueron significativas al .001.

Prueba de invarianza para la variable sexo

En la prueba de invarianza los indicadores muestran adecuación general del modelo de invarianza configuracional, por lo que se procedió a contrastarlo con el de invarianza métrica y este

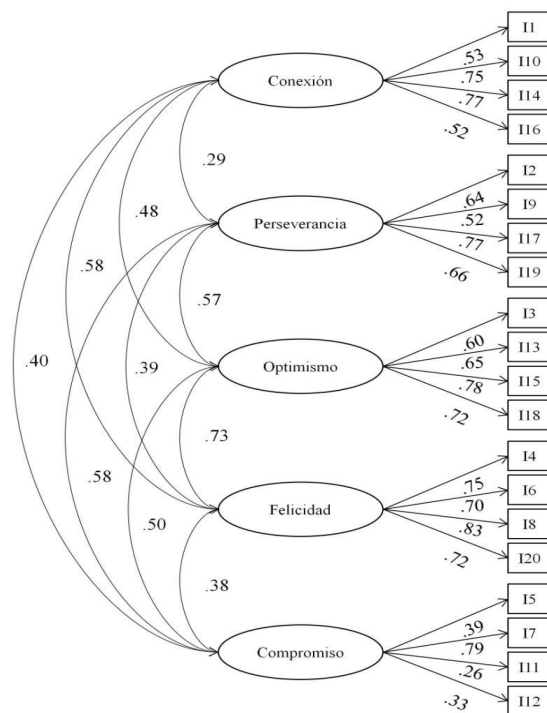


Figura 1

Modelo de medida de la EPOCH resultante.

último con el de invarianza escalar, así como también se procedió a contrastar el primero con el de invarianza residual. Se observó que en todas las comparaciones entre los indicadores seleccionados (CFI, RMSEA y SRMR) estos no resultaron superiores a los criterios establecidos y mostraron así invarianza según sexo. Esto indica que se puede aplicar la escala EPOCH independientemente de si se trata de hombres o de mujeres (ver Tabla 2).

Por último, la confiabilidad de la escala general resulta adecuada dado que obtiene un α de Cronbach de .86 (CI 95% = .84 y .88) y un ω de McDonald de .86 (CI 95% = .84 y .88), mientras que para las dimensiones estos índices fueron los siguientes: *conexión* con un α = .75 (CI 95% = .73 y .78) y ω = .75 (CI 95% = .72 y .79), *perseverancia* un α = .75 (CI 95% = .71 y .78) y ω = .74 (CI 95% = .71 y .78), *optimismo* α = .78 (CI

95% = .75 y .81) y ω = .79 (CI 95% = .76 y .82), *felicidad* α = .84 (CI 95% = .82 y .86) y ω = .84 (CI 95% = .82 y .86), y *compromiso* α = .54 (CI 95% = .47 y .60) y ω = .55 (CI 95% = .49 y .61). Este último índice fue el que presentó una confiabilidad menor al criterio esperado.

Análisis adicionales

Se compararon las medias en función al sexo y se obtuvo un resultado significativo de felicidad ($t = 4.67$; $gl = 518$; $p < .001$; $d = .405$), cuya magnitud de efecto es moderada. En consecuencia, los hombres ($n = 255$; $M = 3.80$; $DE = 0.85$) suelen reportar mayor felicidad que las mujeres ($n = 265$; $M = 3.46$; $DE = 0.83$). Lo mismo se observó en el *optimismo* ($t = 2.55$; $gl = 518$; $p = .011$), cuya magnitud de efecto es baja ($d = .224$),

Tabla 2

Resultados del modelo de invarianza de la EPOCH según Sexo.

| Modelo | χ^2 (gl) | CFI | RMSEA | SRMR | MC | Δ CFI | Δ RMSEA | Δ SRMR |
|---------------------|------------------|------|-------|------|----|--------------|----------------|---------------|
| (1) Configuracional | 480.38 (320) | .981 | .044 | .063 | | | | |
| (2) Métrica | 541.48 (335) | .976 | .049 | .066 | 1 | .005 | .005 | .003 |
| (3) Escalar | 576.11 (350) | .974 | .050 | .066 | 2 | .002 | .001 | .000 |
| (4) Residual | 645.55 (370) | .968 | .054 | .069 | 3 | .006 | .004 | .003 |

Nota. n = 520; n hombres = 255; n mujeres = 265. Se encuentran tres datos perdidos en cuanto a sexo. “MC” = Modelo comparado.

por lo que los hombres (n = 255; M = 3.62; DE = 0.85) nuevamente obtienen mayores puntajes de optimismo que las mujeres (n = 265; M = 3.43; DE = 0.82). Sin embargo, los índices de *conexión* ($t = .056$; $gl = 518$; $p = .955$), *perseverancia* ($t = -.379$; $gl = 518$; $p = .705$) y *compromiso* ($t = .204$; $gl = 518$; $p = .839$) no fueron significativos.

Además, se realizó una comparación con el año escolar. Si bien resultaron significativos los índices de *conexión* ($F = 5.71$; $gl = 515$; $p < .001$; $\eta^2 = .04$), *optimismo* ($F = 2.96$; $gl = 519$; $p = .019$; $\eta^2 = .00$), *compromiso* ($F = 5.76$; $gl = 519$; $p < .001$; $\eta^2 = .04$) y *perseverancia* ($F = 4.05$; $gl = 519$; $p = .003$; $\eta^2 = .04$), la magnitud de efecto es nula, por lo que las diferencias en los puntajes de estas dimensiones no se pueden atribuir al año escolar. Por su parte, el índice de *felicidad* ($F = 1.32$; $gl = 519$; $p = 0.25$) no fue significativo.

Por último, dado que la edad presentaba grupos desbalanceados en su composición, se estimó una correlación entre la edad y las dimensiones. Se observó que la relación con *conexión* ($r = .135$; $p = .002$), *perseverancia* ($r = .135$; $p = .002$), *optimismo* ($r = .089$; $p = .041$) y *compromiso* ($r = .109$; $p = .012$) fue significativa y positiva, aunque de magnitud muy baja; lo que indica que a medida que los adolescentes tienen mayor edad

presentan mayores puntajes en dichas dimensiones. Por su parte, el índice de *felicidad* ($r = .011$; $p = .808$) no resultó significativo.

Discusión

El objetivo de la presente investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la escala de Bienestar Adolescente EPOCH de Kern et al. (2016) en la población venezolana, que es una escala que ha sido utilizada en distintos países e idiomas. En consecuencia, el primer objetivo específico fue verificar la traducción en español del test realizado por autores en Chile (Ortiz-Correa et al., 2020).

De los veinte ítems que posee la escala cinco requirieron de ajustes según los jueces expertos, por lo que fueron parte de un proceso de traducción inversa. En dicho proceso, el ítem 20 se reformuló en su totalidad, mientras que los ítems 7, 9, 12 y 13 precisaron de ajustes menores en su redacción, fase sugerida para garantizar entendimiento semántico y conceptual (Ramada-Rodilla, Serra-Pujadas, & Delclós-Clanchet, 2013) para adolescentes venezolanos. Una vez que se contó con estos ajustes, se obtuvo el instrumento defi-

nitivo.

Respecto a la estructura factorial del test en la presente investigación, los resultados evidencian un modelo de medida de cinco factores, a saber, *conexión*, *perseverancia*, *optimismo*, *felicidad* y *compromiso*, aspectos congruentes con las investigaciones previas de la escala EPOCH en diferentes países (como Estados Unidos, Australia, Suecia, Turquía, Chile, entre otros) y diferentes idiomas (como inglés, sueco, turco, etc.; Demirçi & Ekşi, 2015; Kern et al., 2019; Maurer et al., 2021; Ortiz-Correa et al., 2020; Taheri et al., 2022; Zeng & Kern, 2019). Por esta razón, tal y como sugiere Richaud de Minzi (2008), se puede afirmar que los resultados evidencian la validez estructural en el uso del test.

Sin embargo, en la dimensión *compromiso* se encontraron correlaciones bajas-moderadas en los ítems 5, 11 y 12, lo que indica que el factor tiene una composición heterogénea en su estructura, aspecto que también confirma la confiabilidad. Esto se puede deber a diversas razones. La primera es la equivalencia conceptual entre culturas al adaptar el test (Fernández, Pérez, Alderete, Richaud, & Fernández-Liporace, 2010). En este sentido el compromiso concebido por los autores que han utilizado la escala precisamente se manifiesta de manera diferente en adolescentes venezolanos, lo que podría explicar la magnitud baja de las correlaciones de los ítems con el factor.

La segunda razón está vinculada a la reincorporación a las actividades escolares de manera presencial. Específicamente, la población encuestada estaba en un proceso de transición donde pasaron de la virtualidad a la presencialidad. Partiendo de lo observado por Zhang et al. (2021), según lo cual el compromiso de los estudiantes durante la pandemia variaba en función al nivel de adaptación, se puede plantear en el caso de esta investigación que el compromiso de los estudiantes pudo verse afectado, dado que la capacidad

de abstraerse y concentrarse puede diferir según el contexto (virtual o presencial) y el tipo de actividades formativas y evaluativas implementadas.

En otro orden de ideas, respecto a la prueba de invarianza, los resultados evidencian que la escala EPOCH muestra un mismo modelo de medida tanto para hombres como para mujeres, hallazgo que coincide con la aplicación del test en China (Kern et al., 2019; Zeng & Kern, 2019) y Suecia (Maurer et al., 2021), donde la estructura factorial sería la misma independientemente del sexo.

Adicionalmente, en los análisis complementarios se encuentran diferencias en los factores según el sexo: específicamente los hombres reportaron mayor felicidad y optimismo que las mujeres. Además, se observó que a mayor edad mayor es la conexión, la perseverancia, el optimismo y la perseverancia. Sin embargo, estas asociaciones son de magnitud baja, de esta manera una parte de estos resultados es congruente con investigaciones previas (Chui & Wong, 2016; Londoño-Pérez, Velasco-Salamanca, Alejo-Castañeda, Botero-Soto, & Joliet-Vanegas, 2014). Además, no se encontraron diferencias en las dimensiones según el año escolar.

Por último, respecto a las limitaciones del presente estudio, cabe mencionar que el tipo de muestreo no es probabilístico y que la composición de la muestra en función al año escolar no fue equilibrada. Por esta razón es que se sugiere que las futuras investigaciones profundicen la equivalencia del constructo *compromiso* por medio de la constitución de un comité de expertos tal y como sugiere Chahín-Pinzón (2014), así como también se sugiere volver a aplicar el instrumento en una muestra que lleve al menos un año en modalidad académica presencial e incluso se recomienda considerar algún indicador de adaptación a la presencialidad. Además, se sugiere aplicar una prueba de invarianza por año académico, para

lo cual se requerirán grupos más grandes.

Referencias

- Acock, A. C. (2012). What to do about missing values. En H. Cooper, P. M. Camic, D. L. Long, A. T. Panter, D. Rindskopf & K. J. Sher (Eds.), *APA Handbook of Research Methods in Psychology, Vol. 3. Data Analysis and Research Publication* (pp. 27-50). American Psychological Association. doi: [10.1037/13621-002](https://doi.org/10.1037/13621-002)
- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement, 40*(4), 955-959. doi: [10.1177/001316448004000419](https://doi.org/10.1177/001316448004000419)
- Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement, 45*(1), 131-142. doi: [10.1177/0013164485451012](https://doi.org/10.1177/0013164485451012)
- Álvarez-Álvarez, E., González-Zepeda, A. P., & Chávez-López, J. K. (2017). Conceptos Iniciales. En F. González-Betanzos, M. del C. Escoto-Ponce de León & J. K. Chávez-López (Eds.). *Estadística Aplicada en Psicología y Ciencias de la Salud* (pp. 13-35). Ciudad de México: Manual Moderno.
- American Psychological Association (2016). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. Recuperado de <https://www.apa.org>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología/Annals of Psychology, 29*(3), 1038-1059. doi: [10.6018/analesps.29.3.178511](https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511)
- Bollen, K. A. (1990). A comment on model evaluation and modification. *Multivariate Behavioral Research, 25*(2), 181-185. doi: [10.1207/s15327906mbr2502_5](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_5)
- Bonett, D. G., & Wright, T. A. (2015). Cronbach's alpha reliability: Interval estimation, hypothesis testing, and sample size planning. *Journal of Organizational Behavior, 36*(1), 3-15. doi: [10.1002/job.1960](https://doi.org/10.1002/job.1960)
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY: Guilford Press.
- Brown, T. A., & Moore, M. T. (2014). Confirmatory factor analysis. En R. H. Hoyle (Ed.). *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 361-379). New York, NY: Guilford Press.
- Chahín-Pinzón, N. (2014). Aspectos a tener en cuenta cuando se realiza una adaptación de test entre diferentes culturas. *Psychologia. Avances de la Disciplina, 8*(2), 109-112. doi: [10.21500/19002386.1225](https://doi.org/10.21500/19002386.1225)
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*(2), 233-255. doi: [10.1207/S15328007SEM0902_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Chui, W. H., & Wong, M. Y. H. (2016). Gender differences in happiness and life satisfaction among adolescents in Hong Kong: Relationships and self-concept. *Social Indicators Research, 125*(3), 1035-1051. doi: [10.1007/s11205-015-0867-z](https://doi.org/10.1007/s11205-015-0867-z)
- Demirci, İ., & Ekşi, F. (2015). Ergenler için beş boyutlu iyi oluş modeli: EPOCH ölçeği'nin Türkçe formunun geçerliği ve güvenilirliği. *Gençlik Araştırmaları Dergisi, 3*(3), 9-30. Recuperado de <https://toad.halileksi.net/wp-content/uploads/2022/07/epoch-olcegi-toad.pdf>
- Diener, E., Lucas, R. E., & Oishi, S. (2018). Advances and open questions in the science of subjective well-being. *Collabra: Psychology, 4*(1), 15. doi: [10.1525/collabra.115](https://doi.org/10.1525/collabra.115)
- Diener, E., Oishi, S., & Tay, L. (2018). Advances in subjective well-being research. *Nature Human Behaviour, 2*(4), 253-260. doi: [10.1038/s41562-018-0307-6](https://doi.org/10.1038/s41562-018-0307-6)
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A. M., Richaud, M. C., & Fernández-Liporace, M. (2010). ¿Construir o adaptar tests psicológicos? Diferentes respuestas a una cuestión controvertida. *Revista Evaluar, 10*(1), 60-74. doi: [10.35670/1667-4545.v10.n1.459](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v10.n1.459)
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema, 29*(2), 236-240. Recuperado de <https://www.psicothema.com>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A.,

- & Muñiz, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2018). *Multivariate Data Analysis*. Boston, MA: Cengage.
- Hernández, A., Hidalgo, M. D., Hambleton, R. K., & Gómez-Benito, J. (2020). International Test Commission guidelines for test adaptation: A criterion checklist. *Psicothema*, 32(3), 390-398. Recuperado de <http://www.psicothema.com>
- Kaplan, D. (1989). Model modification in covariance structure analysis: Application of the expected parameter change statistic. *Multivariate Behavioral Research*, 24(3), 285-305. doi: 10.1207/s15327906mbr2403_2
- Kern, M. L., Benson, L., Steinberg, E. A., & Steinberg, L. (2016). The EPOCH measure of adolescent well-being. *Psychological Assessment*, 28(5), 586-597. doi: 10.1037/pas0000201
- Kern, M. L., Zeng, G., Hou, H., & Peng, K. (2019). The Chinese version of the EPOCH measure of adolescent well-being: Testing cross-cultural measurement invariance. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 37(6), 757-769. doi: 10.1177/0734282918789561
- Londoño-Pérez, C., Velasco-Salamanca, M., Alejo-Castañeda, I., Botero-Soto, P., & Joliet-Vanegas, I. (2014). What makes us optimistic?: Psychosocial factors as predictors of dispositional optimism in young people. *Terapia Psicológica*, 32(2), 153-164. doi: 10.4067/S0718-48082014000200008
- Love, J., Selker, R., Marsman, M., Jamil, T., Dropmann, D., Verhagen, J., ... Wagenmakers, E.-J. (2019). JASP: Graphical Statistical Software for Common Statistical Designs. *Journal of Statistical Software*, 88(2), 1-17. doi: 10.18637/jss.v088.i02
- Maddux, J. E. (2017). Subjective well-being and life satisfaction. An introduction to conceptions, theories, and measures. En J. E. Maddux (Ed.). *Subjective Well-Being and Life Satisfaction* (pp. 3-32). doi: 10.4324/9781351231879
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: 10.1093/biomet/57.3.519
- Maurer, M. M., Daukantaitė, D., & Hoff, E. (2021). Testing the psychometric properties of the Swedish version of the EPOCH measure of adolescent well-being. *PloS One*, 16(10), e0259191. doi: 10.1371/journal.pone.0259191
- Muñiz, J. (2018). *Introducción a la Psicometría. Teoría Clásica y TRI*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. Recuperado de <https://www.psicothema.com>
- Ortiz-Correa, P., Proestakis-Maturana, A., & Leiva-Gutiérrez, J. (2020). Adaptación chilena de la Escala de Bienestar Adolescente EPOCH. *Revista Electrónica en Educación y Pedagogía*, 4(7), 54-66. doi: 10.15658/rev.electron.educ.pedagog20.11040705
- Peña, G. (2017). *Estadística Inferencial: Una Introducción para las Ciencias del Comportamiento* (2^{da} ed.). Caracas, Venezuela: ABediciones.
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. doi: 10.1016/j.dr.2016.06.004
- Ramada-Rodilla, J. M., Serra-Pujadas, C., & Delclós-Clanchet, G. L. (2013). Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: Revisión y recomendaciones metodológicas. *Salud Pública de México*, 55(1), 57-66. Recuperado de <https://saludpublica.mx>
- Richaud de Minzi, M. C. (2008). Nuevas tendencias en psicometría. *Revista Evaluar*, 8(1), 1-19. doi: 10.35670/1667-4545.v8.n1.501
- Rose, T., Joe, S., Williams, A., Harris, R., Betz, G., & Stewart-Brown, S. (2017). Measuring mental well-being among adolescents: A systematic review of instruments. *Journal of Child and Family Studies*, 26(9), 2349-2362. doi: 10.1007/s10826-017-0754-0
- Seligman, M. E. P. (2016). *Floreecer: La Nueva Psicología Positiva y la Búsqueda del Bienestar*. Ciudad de Mé-

xico: Océano.

- Seligman, M. E. P. (2019). Positive psychology: A personal history. *Annual Review of Clinical Psychology*, 15(1), 1-23. doi: [10.1146/annurev-clinpsy-050718-095653](https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050718-095653)
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5-14. doi: [10.1037/0003-066X.55.1.5](https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.5)
- Taheri, A., Pourshahriari, M., Abdollahi, A., & Hosseinian, S. (2022). Psychometric assessment of the Persian translation of the EPOCH measure among adolescent girls. *Current Psychology* 41, 4961-4970. doi: [10.1007/s12144-020-01013-7](https://doi.org/10.1007/s12144-020-01013-7)
- Universidad Católica Andrés Bello (2002). *Contribuciones a la Deontología de la Investigación en Psicología*. Caracas, Venezuela: Escuela de Psicología UCAB.
- VandenBos, G. R. (2015). *APA Dictionary of Psychology* (2^{da} ed.). EE. UU.: American Psychological Association. doi: [10.1037/14646-000](https://doi.org/10.1037/14646-000)
- Zelenski, J. M. (2019). *Positive Psychology: The Science of Well-being*. Londres, Reino Unido: Sage.
- Zeng, G., & Kern, M. L. (2019). The Chinese EPOCH measure of adolescent wellbeing: Further testing of the psychometrics of the measure. *Frontiers in Psychology*, 10, 1457. doi: [10.3389/fpsyg.2019.01457](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01457)
- Zhang, K., Wu, S., Xu, Y., Cao, W., Goetz, T., & Parks-Stamm, E. J. (2021). Adaptability promotes student engagement under COVID-19: The multiple mediating effects of academic emotion. *Frontiers in Psychology*, 11. doi: [10.3389/fpsyg.2020.633265](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.633265)
-