

# Autoestima y Satisfacción con la Vida en Músicos y Población General

## Self-Esteem and Life Satisfaction in Musicians and General Population

José Fernando Fernández-Company<sup>1</sup>, Daniel Ondé<sup>2</sup> y María García-Rodríguez<sup>3</sup>

### Resumen

Aunque la música se relaciona positivamente con un mayor nivel de bienestar, frecuentemente la dedicación profesional a esta disciplina es bien distinta. Participaron en el estudio 383 personas (63.2% mujeres) [18-51 años ( $M=31,6$ ;  $DT=12$ )]. El objetivo principal de este estudio es comparar los niveles de autoestima y satisfacción con la vida entre músicos con los de una muestra de población general adulta. Los resultados muestran que los niveles de autoestima y de satisfacción con la vida están correlacionados, si bien esta relación difiere al ser comparada entre músicos y población general. Los niveles de autoestima son más bajos entre los músicos más jóvenes. Se expresa un posicionamiento en pro de un mejor cuidado de los músicos profesionales.

**Palabras clave:** autoestima, Escala de Rosenberg, satisfacción con la vida, SWLS, músicos

### Abstract

Although music is positively related to a higher level of wellbeing, within the population group who dedicate themselves to this discipline professionally the reality is quite different. A total of 383 adults (63.2% female) [18-51 years old ( $M=31.6$ ;  $SD=12$ )] participated in the study. The main objective of this study is to compare the differences in levels of self-esteem and life satisfaction among musicians to those of a sample of the general adult population. The results show that levels of self-esteem and life satisfaction are correlated, although this relationship differs when compared between musicians and the general population. Levels of self-esteem are lower among younger musicians. A stance in favor of a better care of professional musicians is expressed.

**Keywords:** self-esteem, Rosenberg Scale, life satisfaction, SWLS, musicians

<sup>1</sup> Doctor en Sociología. Facultad de Humanidades. Universidad Internacional de La Rioja. C/ de Almansa, 101, 28040 Madrid, España. Correo: josefernando.fernandez@unir.net

<sup>2</sup> Doctor en Psicología. Facultad de Psicología. Departamento de Psicobiología y Metodología en Ciencias del Comportamiento. Universidad Complutense de Madrid. Campus de Somosaguas 28223, Pozuelo de Alarcón (Madrid), España. Correo: donde@ucm.es

<sup>3</sup> Doctora en Educación. Facultad de Humanidades. Universidad Internacional de La Rioja. C/ de Almansa, 101, 28040 Madrid, España. Correo: maria.garciarodriguez@unir.net

## Introducción

El estudio de cómo los humanos se relacionan con la música y el modo en que esta les afecta es un tema central en psicología. Aunque frecuentemente la música se relaciona positivamente con un mayor nivel de bienestar, en numerosos casos la búsqueda o dedicación profesional en esta disciplina se encuentra asociada con una realidad bien distinta: problemas físicos, emocionales o psicológicos, derivados de una alta presión, nivel de exigencia y sobreentrenamiento prolongados en el tiempo. Es decir, pretender llegar a ser o mantenerse en la élite de la música no depende solo del talento, sino de múltiples factores que determinarán que el complejo engranaje de la práctica instrumental genere los mejores resultados sin repercutir en exceso en la salud y bienestar de los músicos.

En el campo de la música, como en cualquier otro, dominar y destacar es el resultado final entre la suma de las capacidades innatas, el talento y años de arduo y exigente trabajo. Sobre este particular, Ericsson et al. (1993) desafiaron la creencia popular de que los músicos dotados genéticamente con más talento consiguen alcanzar niveles más altos de rendimiento que la mayoría, exponiendo que la diferencia entre los distintos niveles de destreza musical se debe principalmente a la cantidad de práctica acumulada durante un mismo período de tiempo. En este sentido, los músicos realizan largas jornadas estructuradas de práctica deliberada con el propósito explícito de mejorar el rendimiento a través de la práctica de escalas, ejercicios técnicos y repertorio especializado (Lehmann & Ericsson, 1997). Acerca de este tema, numerosas investigaciones indican que se necesitan entre 10 y 20 años de intensa práctica deliberada para alcanzar un nivel alto de destreza en este campo (Ericsson et al., 1993; Hayes, 1981; Simonton, 1991; Sosniak, 1985). De igual forma, otros elementos como la motivación o el temperamento pueden explicar por qué algunas personas practican más tiempo y son más eficaces que otras o que componentes como el esfuerzo o la persistencia son algunos de los factores esenciales para alcanzar el éxito en la mayor parte de disciplinas (Amabile, 2001).

Numerosas investigaciones han mostrado que el desempeño profesional de la música puede

acarrear problemas relacionados con el bienestar físico y psicológico tanto en estudiantes de música como en profesionales ya consagrados (Ascenso et al., 2018; Berchtold-Neumann, 2018; Cruder et al., 2020; Duy & Yildiz, 2019; Matei et al., 2018; Pecen et al., 2018). En este sentido, la dedicación profesional a la música puede afectar psicológicamente en general, y a la autoestima en particular (Haraldsen et al., 2020). Específicamente, esta tensión y exposición elevada derivada de los retos y desafíos profesionales puede influir negativamente en la autoestima de estudiantes de música y músicos profesionales. Asimismo, una baja autoestima puede repercutir negativamente en el bienestar psicológico y físico, pudiendo afectar a su rendimiento y creatividad (Shack et al., 2018).

La autoestima implica evaluarse a uno mismo de manera positiva (Neff, 2011) y, a menudo, se ha relacionado tanto con el bienestar percibido (Neff, 2011; Orsini et al., 2018) como con una amplia escala de estados afectivos positivos y negativos, estando más estrechamente asociada con los estados emocionales relevantes para uno mismo que con aquellos que no implican directamente al yo (Brown & Marshall, 2001) y teniendo un impacto prospectivo y significativo en las experiencias de la vida real (Orth et al., 2012). En el estudio de la autoestima, una de las herramientas validadas más utilizada ha sido la Escala de Autoestima de Rosenberg (1965) que, aunque concebida inicialmente para la evaluación de este constructo en población adolescente, su uso se ha generalizado a diversos grupos de población.

De igual modo, el término satisfacción con la vida, acuñado por Andrews y Withey (1976) con la intención de elaborar indicadores sociales que pudieran proporcionar información sobre los niveles de bienestar percibido de las personas, se puede considerar como el componente cognitivo del constructo de bienestar subjetivo. Sobre este particular, Goldbeck et al. (2007) consideran que la satisfacción con la vida debe considerarse un aspecto relevante del bienestar, y Castro (2011) añade que la satisfacción con la vida se encuentra más relacionada con el bienestar eudaimónico, propio de un desarrollo general del potencial humano, que con el hedónico, más centrado en la obtención de placer. En este ámbito, la Escala de Satisfacción con la vida (SWLS; Diener et al., 1985) es la herramienta que más se ha

utilizado como medida de satisfacción con la vida como mecanismo del bienestar subjetivo. Esta escala se creó para evaluar la satisfacción global con la vida, se enfoca estrictamente en la evaluación de este constructo sin valerse de otros relacionados con el afecto positivo o la soledad (Pavot & Diener, 2008). En definitiva, la satisfacción con la vida se define como la calidad de vida percibida subjetivamente, fundamentada en las preferencias individuales de múltiples ámbitos de la vida cotidiana (Henrich & Herschbach, 2000).

Investigaciones transculturales realizadas en este ámbito muestran aumentos en la autoestima con el transcurso de la edad, desde la adolescencia tardía hasta mediados de la edad adulta, así como diferencias de sexo en las que los hombres consideran tener una mayor autoestima que las mujeres (Bleidorn et al., 2016; Orth et al., 2010; Zuckerman et al., 2016). Desde esta perspectiva, y a pesar de que la mayoría de los estudios en este ámbito han encontrado que los hombres disfrutan de una autoestima más elevada que las mujeres, otras investigaciones no han encontrado diferencias significativas (Erol & Orth, 2011; Ogihara et al., 2014). No obstante, respecto a la satisfacción con la vida, existe cierta controversia sobre este tema, ya que algunos estudios indican que las mujeres gozan de una menor satisfacción con la vida que los hombres (Cabras & Mondo, 2018; Jacobsen et al., 2014), mientras que otros señalan que las mujeres informaron de niveles más altos que los hombres (Butkovic et al., 2020; Joshanloo & Jovanović, 2020; Meisenberg & Woodley, 2015), aunque, parece ser que a partir de los 60 años los varones manifiestan apreciaciones más elevadas que las mujeres (Daig et al., 2009; Joshanloo & Jovanović, 2020). Desde esta misma línea de análisis y según investigaciones previas (Mroczek & Spiro, 2005; Prenda & Lachman, 2001; Wooten et al., 2021) exponen que, en general, la satisfacción con la vida correlaciona positivamente con la edad, no encontrando diferencias de sexo significativas.

Pavot y Diener (1993) encontraron que existe una correlación significativa entre el bienestar subjetivo y la satisfacción con la vida, así como con otras medidas de bienestar emocional (Pavot & Diener, 2009). Asimismo, Diener y Diener (2009) encontraron una correlación positiva entre la autoestima y la satisfacción con la vida y que ambos constructos son claramente discriminables.

En esta dirección, Butkovic et al. (2020) añaden que las personas con mayor autoestima manifiestan una mayor satisfacción con la vida. Sobre este particular, la autoestima es uno de los predictores más significativos de la satisfacción vital (Matud et al., 2014). Aunque la autoestima y la satisfacción con la vida se han estudiado ampliamente en población general, hasta donde sabemos no existen investigaciones en las que se hayan estudiado conjuntamente ambos constructos comparando resultados entre personas con estudios musicales con los de una muestra de población general. En este sentido, se considera que la evaluación de niveles de autoestima y de satisfacción con la vida podrían ser útiles para predecir niveles de bienestar subjetivo de este grupo específico de población. A partir de estas consideraciones, el objetivo principal de este trabajo fue el de analizar las diferencias en autoestima y satisfacción con la vida entre músicos y población general. De acuerdo con los hallazgos de investigaciones anteriores sobre autoestima y satisfacción con la vida, planteamos las siguientes hipótesis:

**H1:** Existe una correlación positiva entre los niveles de autoestima y los de satisfacción con la vida.

**H2:** Hay diferencias entre los niveles de autoestima y de satisfacción con la vida de músicos y población general.

**H3:** Los niveles de autoestima son más bajos entre los músicos más jóvenes.

## Método

### Diseño y participantes

El estudio se realizó a partir de la aplicación de un diseño mediante encuesta. La muestra está compuesta por un total de 383 participantes conformada por estudiantes de conservatorio e intérpretes profesionales de música que desarrollan su trabajo en orquestas sinfónicas, bandas de música, grupos de música de cámara o freelances (46.5%). El 63.2% de la muestra total eran mujeres y la edad estaba comprendida entre los 18 y los 51 años ( $M=31.9$  años;  $DT=12$ ). La información desagregada por submuestras se presenta en la Tabla 1. La información fue obtenida mediante muestreo no probabilístico (muestro por conveniencia).

Tabla 1. Distribución de la muestra por variables estudiadas

| Sexo    | Estudios musicales     |             |                        |             |             |             |
|---------|------------------------|-------------|------------------------|-------------|-------------|-------------|
|         | Con estudios musicales |             | Sin estudios musicales |             | Total       |             |
|         | n (% fil.)             | Edad M(DT)  | n (% fil.)             | Edad M(DT)  | n (% col.)  | Edad M(DT)  |
| Hombres | 71 (50,4)              | 31,0 (11,0) | 70 (49,6)              | 33,6 (12,3) | 141 (36,8)  |             |
| Mujeres | 107 (44,2)             | 28,8 (11,3) | 135 (55,8)             | 33,8 (12,4) | 242 (63,2)  |             |
| Total   | 178 (46,5)             | 29,7 (11,2) | 205 (53,5)             | 33,7 (12,4) | 383 (100,0) | 31,9 (12,0) |

La participación fue desinteresada, anónima y voluntaria por parte de las personas participantes en la muestra. El protocolo recibió la aprobación del Comité de Ética de la Investigación de Universidad Internacional de la Rioja (PI: 020/2020), llevándose a cabo según las exigencias establecidas en la Declaración de Helsinki (W.M.A., 2001) y en la Guía de Principios Éticos de los Psicólogos y Código de Conducta (APA, 2017).

### Procedimiento

La encuesta se elaboró mediante Google Forms y se envió por vía telemática para su realización. De este modo, se programó la herramienta para conseguir registrar las respuestas recibidas y controlar que cada persona sólo pudiera responder una vez. De igual modo, se recogieron datos de carácter personal, como información asociada a la existencia y ocupación de los participantes, pero nunca relativa a la identidad. La realización del cuestionario fue anónima, no siendo necesario que cada participante generara una ID personal. En este sentido, el anonimato de estos se certificó mediante la eliminación del Internet Protocol (IP). Una vez recibido el documento en el cual figuraban los datos que debían completar (edad, sexo, nivel de estudios musicales, Escala de Autoestima de Rosenberg y Escala de Satisfacción con la vida) las personas participantes en la muestra tuvieron un plazo de una semana para poder cumplimentar el mismo. En el encabezado del cuestionario se enfatizó que la participación era voluntaria y anónima y que la información recopilada sería confidencial.

### Medidas

**Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR).** Publicada por Rosenberg (1965), cuenta con adecuadas propiedades psicométricas (Atienza et al., 2000; Roberts & Monroe, 1992; Robins et al., 2001). Con una buena consistencia interna ( $\alpha=.87$ )

(Vázquez et al., 2004), la escala consta de 10 ítems que puntúan en una escala de tipo Likert (opciones de respuesta entre el 1 y el 4), redactados cinco de ellos de forma positiva y los otros en sentido negativo (Rosenberg, 1965). De igual modo, Bueno-Pacheco et al. (2020) consideran que la Escala de Autoestima de Rosenberg ofrece una buena consistencia interna y bondad de ajuste, ofreciendo, asimismo, medidas fiables y estructuralmente válidas. En esta investigación se utilizó la adaptación española de la Escala de Autoestima de Rosenberg (Vázquez et al., 2004).

### Escala de Satisfacción con la vida (SWLS).

Esta escala cuenta con buenas propiedades psicométricas, que incluyen una alta consistencia interna y confiabilidad temporal. Asimismo, las puntuaciones de la SWLS correlacionan de forma moderada a alta con otros baremos de bienestar subjetivo de un modo previsible con determinadas características de personalidad, siendo adecuado su uso con diferentes grupos etarios (Diener, 1985). De igual modo, muestra evidencia de validez convergente con otras escalas y con otros tipos de evaluación del bienestar subjetivo (Pavot & Diener, 2009). Asimismo, la versión en castellano utilizada en este estudio (Atienza et al., 2000) cuenta con cinco ítems que se evalúan a través de una escala de tipo Likert con valores que oscilan entre 1 y 5 y presenta una buena consistencia interna ( $\alpha=.84$ ).

El hecho de que ambas herramientas se encuentren validadas en población española y que, además, cuentan con unos adecuados valores psicométricos, determinaron la elección de estas para la realización de este estudio.

### Análisis estadístico de los datos

Para comparar la puntuación en autoestima y en satisfacción con la vida entre los participantes en función de las variables sexo, edad y estudios musicales, se requiere establecer previamente algunas características métricas de la EAR y la

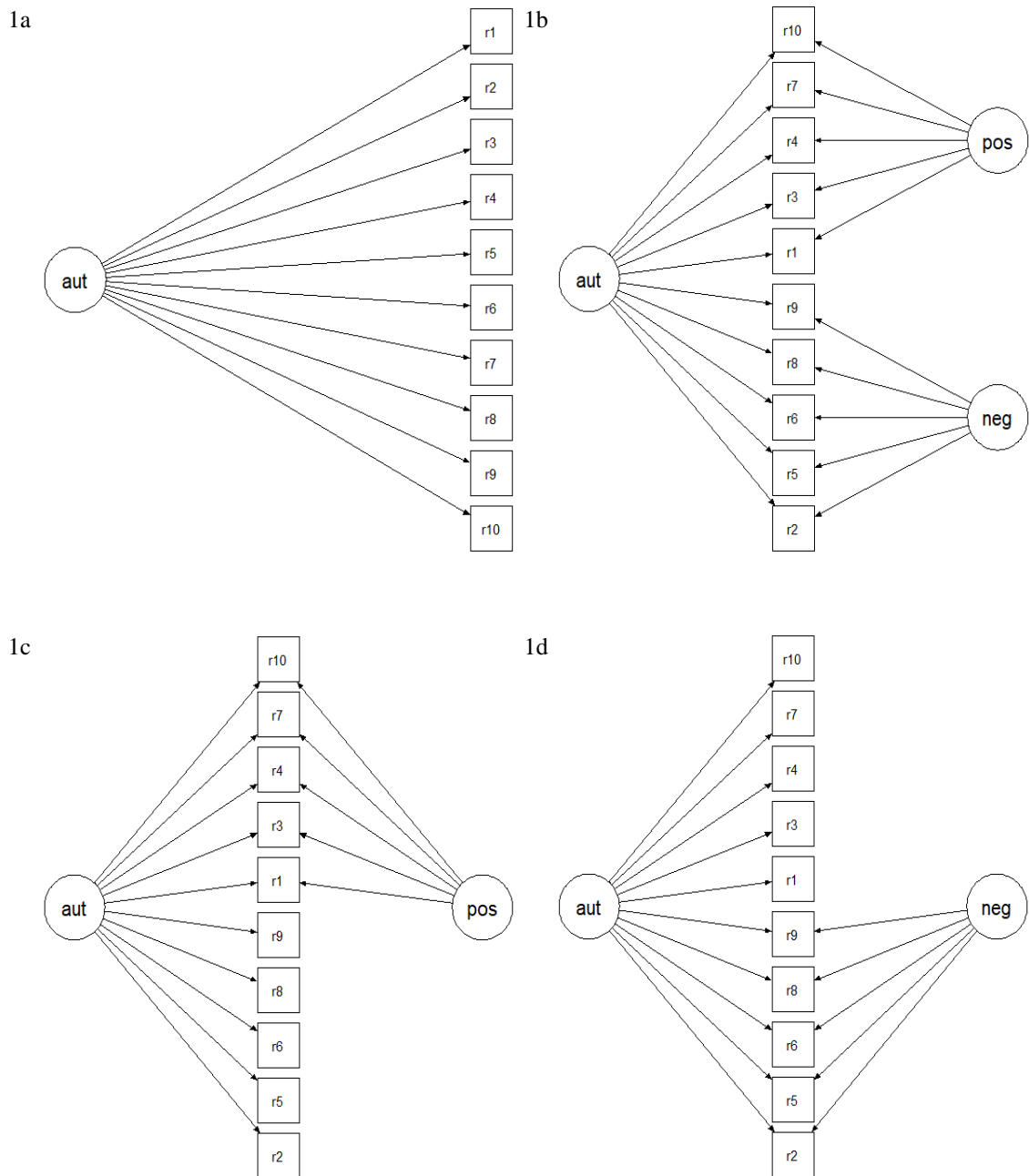


Figura 1. Modelos evaluados para los datos recogidos mediante la EAR

Nota. El modelo 1a es el modelo original de un factor (“aut”) que agrupa los 10 ítems de la escala. El modelo 1b es un modelo bifactor que especifica un factor general de autoestima (“aut”), un factor específico con los ítems redactados de forma directa (“pos”) y otro factor específico con los ítems redactados de forma inversa (“neg”). Los modelos 1c y 1d representan estructuras unifactoriales que controlan efectos de método asociados a la redacción de los ítems.

SWLS. Por un lado, se requiere establecer si las respuestas a los ítems de cada escala pueden ser consideradas como una sola puntuación total, tal y como fueron propuestas en sus versiones originales por Rosenberg (1965) y Diener (1985), respectivamente, y como reflejan estudios previos (por ejemplo, Bueno-Pacheco et al. (2020) para la EAR, y Pavot y Diener (2008) para la SWLS). Además, una vez establecido el uso más adecuado que se puede hacer de las puntuaciones de cada escala, se requiere obtener evidencias de invarianza

factorial en los grupos que se pretenden comparar.

El análisis estadístico de los datos se ha dividido en cuatro fases. En primer lugar, se han realizado análisis preliminares de los ítems de la EAR y de la SWLS que incluyen la puntuación media de las respuestas ( $M$ ), la desviación típica ( $DT$ ) y los valores de asimetría y de curtosis. Estos análisis se han realizado mediante la versión 25.0 del programa SPSS. En la EAR se han invertido las respuestas de los ítems 2, 5, 6, 8 y 9 (redacción negativa en relación con la autoestima)

para que todas las respuestas sigan la misma dirección. En segundo lugar, hemos aplicado modelos de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) sobre los datos de cada escala con el fin de obtener evidencias de que las puntuaciones que se obtienen en cada una de ellas se pueden tratar como una sola puntuación total, para lo que se contrastó un modelo unifactorial (todos los ítems dependen de un solo factor). Se compara el ajuste del modelo unifactorial en ambas escalas. Para la EAR se han puesto a prueba algunos modelos adicionales ya que esta escala incluye un conjunto de ítems redactados en sentido directo (a mayor puntuación mayor nivel de autoestima) y el resto en sentido inverso. En la Figura 1 se muestran los *path diagrams* de los modelos evaluados para la EAR.

Siguiendo a Bueno-Pacheco et al. (2020), se ha analizado un modelo bifactor (modelo 1b) con un factor general de autoestima y dos factores específicos relacionados con el tipo de redacción de los ítems (factor positivo – redacción directa, factor negativo – redacción inversa) y, adicionalmente, dos modelos (1c y 1d) en los que la estimación de las cargas factoriales del factor general se controlan por efectos de método asociados a la redacción de los ítems (factor positivo y factor negativo). Para evaluar el grado en el que se puede considerar la EAR como esencialmente unidimensional se han calculado los valores de varianza común explicada (ECV), el porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC) y el coeficiente omega jerárquico ( $\omega_H$ ). En los modelos bifactor, cuando la varianza común de todos los ítems (identificada en el modelo mediante el factor general), es lo suficientemente fuerte se puede considerar la medida como esencialmente unidimensional (Reise, 2012; Reise et al., 2013), lo que implica que resulta apropiado usar una puntuación global o total para escalar a los participantes en el constructo general de autoestima evaluado. Para considerar una medida como esencialmente unidimensional se ha recomendado obtener valores de ECV  $>.60$  y de  $\omega_H >.70$  (para valores de PUC  $<.80$ ; Reise et al., 2013), y valores de ECV  $>.70$  y de PUC  $>.70$  (Rodríguez et al., 2016a, 2016b).

En tercer lugar, para evaluar la invarianza factorial de las puntuaciones obtenidas mediante la EAR y la SWLS, hemos realizado AFC

multigrupo (AFC-MG) atendiendo a los grupos formados por la variable sexo (mujeres – hombres), edad (30 años o menos – más de 30 años), y estudios musicales (con – sin estudios musicales). Los dos grupos de edad se distribuyen prácticamente al 50% en la muestra a nivel global y en relación con la variable sexo. Respecto a los participantes con estudios musicales, el 59,6% tienen 30 años o menos (43,4% en el caso de los participantes sin estudios musicales). En cuarto lugar, una vez evaluado el grado de invarianza factorial que se puede asumir en las escalas y grupos analizados, hemos realizado comparaciones de medias mediante modelos de ANOVA y correlaciones entre variables.

Para los AFC y los AFC-MG hemos utilizado la matriz de correlaciones policóricas como matriz de entrada, adecuada cuando se analizan variables ordinales (Brown, 2015; Yang-Wallentin et al., 2010) y el estimador Diagonal Weighted Least Squares (DWLS), recomendado para analizar datos ordinales a partir de un número pequeño o moderado de observaciones (Jöreskog & Sörbom, 1989). Para estos análisis hemos utilizado el paquete lavaan del programa R (Rosseel, 2012). Para el AFC-MG hemos aplicado secuencialmente distintos modelos anidados: invarianza configural (M1), invarianza métrica (M2) e invarianza escalar (M3). Hemos usado parametrización delta que es el criterio más comúnmente usado en los análisis AFC-MG (Brown, 2015). Cuando se utiliza el criterio delta en análisis multigrupo con variables ordinales no se pueden especificar las varianzas residuales (término error de los ítems) en los modelos, por lo que el modelo de invarianza estricta (M4) no se puede poner a prueba. No obstante, para considerar si son comparables las puntuaciones que obtienen dos grupos distintos en las escalas analizadas no es necesario poner a prueba M4 (Brown, 2015).

Para la evaluación del ajuste de los modelos AFC hemos utilizado la prueba Chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), Standardized Root Mean Square Residual (SRMR), Comparative Fit Index (CFI), y Tucker-Lewis Index (TLI). Hemos utilizado los siguientes criterios para considerar el ajuste de los modelos como adecuado (Brown, 2015): RMSEA y SRMR  $<.08$ , CFI y TLI  $>.95$ . Para evaluar la

Tabla 2. Índices de ajuste de los modelos AFC aplicados sobre los datos de la EAR y de la SWLS

| Model                 | $\chi^2$ (df) | <i>p</i> -value | CFI  | TLI  | RMSEA (90% CI)   | SRMR |
|-----------------------|---------------|-----------------|------|------|------------------|------|
| EAR <sub>UNI</sub>    | 365.0 (35)    | <.0005          | .960 | .949 | .157 (.143-.172) | .108 |
| EAR <sub>BIF</sub>    | 31.4 (25)     | .176            | .999 | .999 | .026 (.000-.051) | .031 |
| EAR <sub>BIF(+)</sub> | 54.4 (30)     | .004            | .997 | .996 | .046 (.026-.065) | .039 |
| EAR <sub>BIF(-)</sub> | 101.1 (30)    | <.0005          | .991 | .987 | .079 (.062-.096) | .058 |
| SWLS <sub>UNI</sub>   | 7.2 (5)       | .204            | 1    | .999 | .034 (.000-.084) | .019 |

Nota. Se destacan en negrita aquellos modelos que han obtenido un buen ajuste.

equivalencia de las escalas entre los modelos anidados de invarianza M1, M2 y M3, hemos utilizado la prueba de diferencias de  $\chi^2$  ( $\Delta\chi^2$ ) comparando entre M2 y M1, y entre M3 y M2 (French & Finch, 2006).

## Resultados

Se ha realizado un análisis preliminar en base a la información descriptiva de las respuestas de los participantes a los instrumentos aplicados (Ver Tabla A.1 en Anexo). Este tipo de análisis permite valorar si se han producido patrones de respuesta anómalos (por ejemplo, desviaciones típicas muy próximas a cero, niveles de asimetría elevados, un excesivo número de omisiones de respuesta, etc.), y son de utilidad a la hora de seleccionar técnicas de análisis y procedimientos de estimación. Las medias de los ítems de la EAR oscilan entre 2.4 y 3.3 (escala de respuesta entre 1 y 4), y la de los ítems de la SWLS entre 3.2 y 3.6 (escala de respuesta entre 1 y 5), todos ellos con desviaciones típicas entre 0.6 y 1.2. Todos los valores de asimetría y de curtosis oscilan entre  $\pm 1$ , salvo en el caso del ítem 8 de la EAR y del ítem 5 de la SWLS, con valores de curtosis ligeramente inferiores a -1. No se han producido omisiones de respuesta en ninguno de los ítems analizados. Consideramos, por tanto, que los datos obtenidos son adecuados para la realización de los análisis subsiguientes.

El siguiente paso ha consistido en aplicar AFC sobre los modelos propuestos en la Figura 1 para evaluar unidimensionalidad esencial. La Tabla 2 muestra el ajuste obtenido para cada uno de los modelos evaluados. El modelo unifactorial para SWLS (SWLS<sub>UNI</sub>) refleja un buen ajuste, por lo que parece adecuado utilizar la puntuación total para escalar a los participantes en el constructo satisfacción con la vida. Por su parte, el modelo unifactorial para EAR (EAR<sub>UNI</sub>) no obtiene adecuados valores de ajuste, lo que indica a nuestro

juicio que existen efectos de método que contaminan la medición de este constructo entendido como un solo factor global.

El modelo bifactor (EAR<sub>BIF</sub>) y los dos modelos adicionales con control de método (factor positivo – EAR<sub>BIF(+)</sub> y negativo – EAR<sub>BIF(-)</sub>) sí han obtenido valores de ajuste considerados como adecuados (i.e., CFI, TLI, RMSEA y SRMR). En cuanto a la unidimensionalidad esencial, para el modelo EAR<sub>BIF</sub> se ha obtenido un valor de ECV=.61, de PUC=.56 y de  $\omega_H$ =.70. Estos índices se pueden utilizar también para valorar el grado de determinación de los factores específicos. Para el factor positivo (“pos”) se obtuvo un ECV=.36 y un  $\omega_H$ =.23, y para el factor negativo (“neg”) un ECV=.42 y un  $\omega_H$ =.36. Para el modelo EAR<sub>BIF(+)</sub> se ha obtenido un valor de ECV=.74, de PUC=.78 y de  $\omega_H$ =.75, y para el factor positivo un ECV=.45 y un  $\omega_H$ =.40. Para el modelo EAR<sub>BIF(-)</sub> se ha obtenido un valor de ECV=.70, de PUC=.78 y de  $\omega_H$ =.73, y para el factor negativo un ECV=.46 y un  $\omega_H$ =.41. Los resultados obtenidos para los tres modelos alternativos al modelo unifactorial (EAR<sub>UNI</sub>) indican que la medida del constructo de autoestima puede considerarse esencialmente unidimensional en la muestra analizada, siguiendo las recomendaciones de Reise et al., (2013) y Rodríguez et al. (2016a, 2016b). Por tanto, consideramos que resulta adecuado usar la puntuación total de EAR en los análisis siguientes.

La invarianza factorial es una propiedad fundamental a la hora de comparar puntuaciones de instrumentos de medida entre subgrupos, ya que permite asumir que no se producen sesgos en la medida de los constructos. La Tabla 3 muestra los resultados obtenidos tras realizar MG-AFC con las variables sexo, edad y estudios musicales. En el caso de la EAR no se ha podido utilizar la matriz de correlaciones policóricas como input para el MG-AFC, dado que algunos grupos presentan categorías de respuesta vacías. Más

Tabla 3. Evaluación de la invarianza mediante MG-AFC de la EAR y la SWLS entre las categorías de sexo, edad y estudios musicales

|  |    | $\chi^2$ <sup>(c)</sup> | df | CFI  | TLI  | RMSEA (90% CI)   | SRMR | Comparación modelos | $\Delta\chi^2$ <sup>(d)</sup><br>( $\Delta$ df, $p$ -value) | $\Delta$ CFI |
|--|----|-------------------------|----|------|------|------------------|------|---------------------|---|--------------|
| Sexo (mujeres – hombres)                         |    |                         |    |      |      |                  |      |                     |   |              |
| EAR <sub>BIF</sub> <sup>(a)</sup>                | M1 | 63.3                    | 50 | .984 | .971 | .044 (.013-.066) | .036 |                     |   |              |
|  | M2 | 92.8                    | 67 | .977 | .969 | .045 (.021-.064) | .055 | M2-M1               | <b>24.6 (17, .104)</b>                                      | <b>-.007</b> |
|  | M3 | 104.8                   | 74 | .973 | .967 | .047 (.025-.065) | .057 | M3-M2               | <b>12.5 (7, .084)</b>                                       | <b>-.004</b> |
| SWLS <sub>UNI</sub>                              | M1 | 13.9                    | 10 | 1    | .999 | .045 (.000-.097) | .025 |                     |   |              |
|  | M2 | 23.0                    | 14 | .999 | .999 | .058 (.000-.099) | .036 | M2-M1               | <b>7.4 (4, .117)</b>  | <b>-.001</b> |
|  | M3 | 30.0                    | 28 | 1    | 1    | .019 (.000-.060) | .028 | M3-M2               | <b>12.9 (14, .535)</b>                                      | <b>.001</b>  |
| Edad ( $\leq 30$ años - $> 30$ años)             |    |                         |    |      |      |                  |      |                     |   |              |
| EAR <sub>BIF</sub> <sup>(a)</sup>                | M1 | 65.6                    | 50 | .986 | .975 | .040 (.000-.064) | .036 |                     |   |              |
|  | M2 | 86.2                    | 67 | .993 | .977 | .039 (.006-.059) | .049 | M2-M1               | <b>20.7 (17, .239)</b>                                      | <b>.009</b>  |
|  | M3 | 96.1                    | 74 | .980 | .976 | .039 (.012-.059) | .051 | M3-M2               | 10.1 (7, .186)  | -.013        |
| SWLS <sub>UNI</sub> <sup>(b)</sup>               | M1 | 10.0                    | 10 | 1    | 1    | .000 (.000-.078) | .024 |                     |   |              |
|  | M2 | 20.0                    | 14 | .999 | .999 | .047 (.000-.091) | .034 | M2-M1               | <b>9.2 (4, .056)</b>  | <b>-.001</b> |
|  | M3 | 33.1                    | 28 | .999 | 1    | .031 (.000-.067) | .025 | M3-M2               | <b>22.3 (14, .073)</b>                                      | <b>.000</b>  |
| Estudios musicales (sin estudios – con estudios) |    |                         |    |      |      |                  |      |                     |   |              |
| EAR <sub>BIF</sub> <sup>(a)</sup>                | M1 | 64.0                    | 50 | .988 | .978 | .038 (.000-.062) | .034 |                     |   |              |
|  | M2 | 94.9                    | 67 | .975 | .967 | .047 (.024-.066) | .058 | M2-M1               | 31.0 (17, .020)   | -.013        |
|  | M3 | 100.7                   | 74 | .976 | .971 | .043 (.020-.062) | .059 | M3-M2               | 5.1 (7, .643)   | .001         |
| EAR <sub>BIF(+)</sub> <sup>(a)</sup>             | M1 | 109.3                   | 60 | .957 | .935 | .066 (.047-.083) | .039 |                     |   |              |
|  | M2 | 127.0                   | 73 | .952 | .941 | .062 (.045-.079) | .059 | M2-M1               | <b>17.5 (13, .177)</b>                                      | <b>-.005</b> |
|  | M3 | 133.0                   | 81 | .954 | .949 | .058 (.041-.074) | .060 | M3-M2               | <b>4.7 (8, .787)</b>  | <b>.002</b>  |
| SWLS <sub>UNI</sub> <sup>(b)</sup>               | M1 | 19.3                    | 10 | .999 | .998 | .070 (.017-.117) | .029 |                     |   |              |
|  | M2 | 23.1                    | 14 | .999 | .998 | .058 (.000-.099) | .033 | M2-M1               | <b>4.0 (4, .405)</b>  | <b>.000</b>  |
|  | M3 | 32.3                    | 28 | .999 | 1    | .029 (.000-.065) | .029 | M3-M2               | <b>16.3 (14, .297)</b>                                      | <b>.000</b>  |

Nota. M1 – modelo de invarianza configural; M2 – modelo de invarianza métrica; M3 – modelo de invarianza escalar;  $\Delta\chi^2$  = diferencia en  $\chi^2$  entre modelos comparados;  $\Delta$ df = diferencia en grados de libertad entre modelos comparados;  $\Delta$ CFI = diferencia en CFI entre modelos comparados. <sup>a</sup> Matriz de correlaciones de Pearson y estimación por Máxima Verosimilitud con errores estándar robustos y corrección Satorra-Bentler (MLM). <sup>b</sup> Matriz de correlaciones policóricas y estimación mediante Diagonal Weighted Least Square (DWLS). <sup>c</sup> Estadísticos robustos. <sup>d</sup> Diferencias calculadas a partir de los estadísticos estándar. Se destacan en negrita los valores que reflejan un buen ajuste en cada modelo.

concretamente, en el ítem 1 la opción de respuesta 1 se encuentra vacía para las categorías hombre, mayor de 30 años y con estudios musicales. En el ítem 3 también aparecen ceros estructurales en la opción de respuesta 1 dentro de las categorías 30 años o menor y con estudios musicales. Una situación similar se produce también en los ítems 4 y 20. Por esta razón, el MG-AFC para la EAR se ha realizado con la matriz de correlaciones de Pearson como matriz de entrada y estimador Máxima Verosimilitud con errores estándar robustos y corrección de Satorra-Bentler (MLM).

En relación con la variable sexo, los resultados reflejan un buen ajuste del modelo de invarianza configural (M1) para EAR<sub>BIF</sub> y SWLS<sub>UNI</sub>, sin pérdida significativa de ajuste al comparar modelos de invarianza secuencialmente (M2-M1, M3-M2; nivel crítico de la prueba de diferencias  $\chi^2 > .05$ ). En el caso del modelo EAR<sub>BIF</sub> se obtienen valores de los índices de ajuste dentro de las recomendaciones sobre MG-AFC cuando se utiliza la matriz de correlaciones de Pearson (por ejemplo, diferencias en CFI < .01 en valor absoluto; Chen, 2007). Estos resultados sobre la

equivalencia métrica de mujeres y hombres en la EARL y en la SWLS se puede extender también a la paridad entre participantes con 30 años o menos y mayores de 30 años, a excepción de que la diferencia en CFI entre M3 y M2 en el modelo EAR<sub>BIF</sub> es superior a los .01 puntos ( $\Delta$ CFI = -.013). No obstante, a pesar de esta ligera diferencia en CFI, consideramos que existe suficiente equivalencia métrica en la EAR y la SWLS de los dos grupos de edad analizados.

En el caso del MG-AFC para la variable estudios musicales, los resultados indican que se puede establecer equivalencia métrica en la SWLS, pero no en el modelo EAR<sub>BIF</sub> ( $\Delta\chi^2_{M2-M1} = 31.0$ ;  $p = .020$ ). Por esta razón, se ha analizado la equivalencia para los modelos EAR<sub>BIF(+)</sub> y EAR<sub>BIF(-)</sub>. La Tabla 3 refleja que se puede asumir la equivalencia métrica de los grupos que forman la variable estudios musicales para el modelo EAR<sub>BIF(+)</sub>. El modelo EAR<sub>BIF(-)</sub> no ofrece suficientes garantías sobre su equivalencia métrica ( $\Delta\chi^2_{M2-M1} = 23.3$ ;  $p = .034$ ). Por simplicidad, no se muestran en la Tabla 3 los resultados del MG-AFC para este modelo.



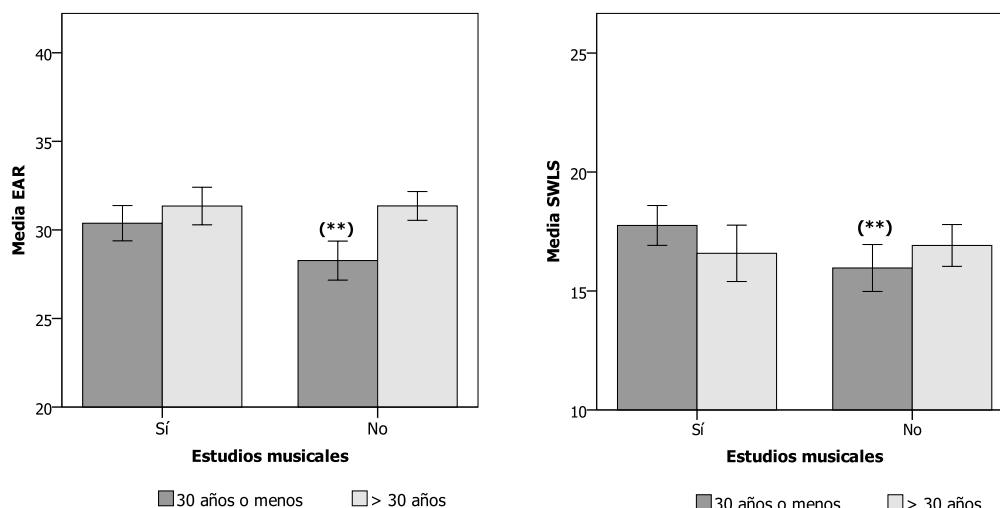


Figura 2. Comparación de medias Estudios musicales x Edad (dos subgrupos) con prueba de significación estadística (\*\* $p < .01$ )

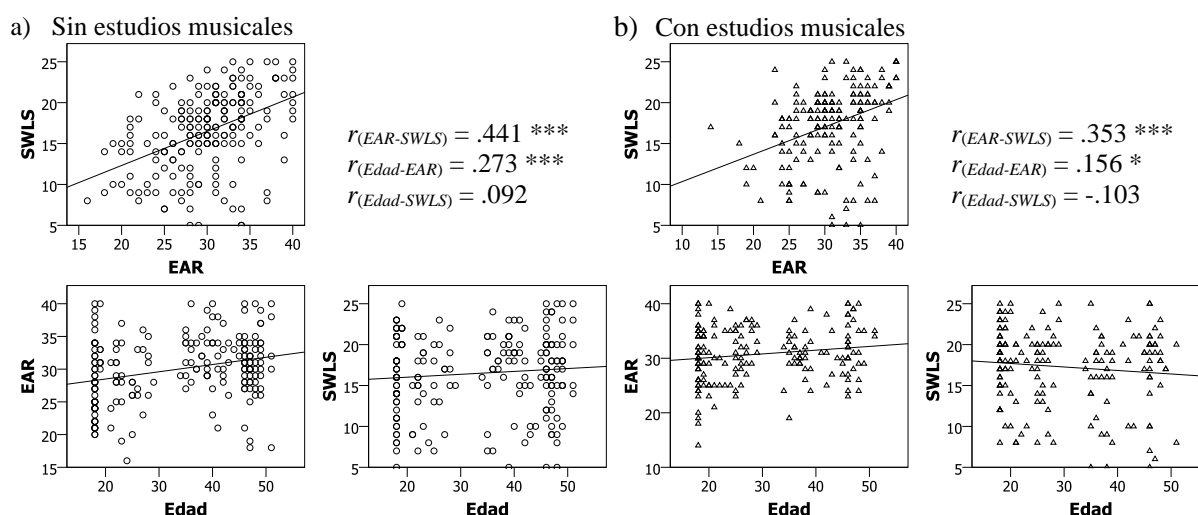


Figura 3. Gráficos de dispersión y grado de relación lineal de las variables EAR, SWLS y Edad (\*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .0005$ )

Una vez establecidos adecuados niveles de unidimensionalidad esencial y de invarianza factorial o equivalencia métrica de la EAR y la SWLS entre los distintos grupos analizados, se ha procedido a comparar estadísticamente sus puntuaciones mediante ANOVA factorial (diseño  $2(\text{edad}) \times 2(\text{estudios musicales})$ ). La variable sexo se descartó en la elaboración del ANOVA por no presentar diferencias estadísticamente significativas en ninguna de las dos escalas analizadas (prueba  $T$  de student;  $p > 0,05$ ). Para la puntuación en el factor general en autoestima (EAR) se han encontrado tres efectos estadísticamente significativos, los dos efectos principales relacionados con edad y estudios musicales ( $F=16.18$ ;  $p < .0005$  y  $F=4.35$ ;  $p = .038$ , respectivamente) y el efecto de la interacción

( $F=4.40$ ;  $p = .037$ ). La interacción edad x estudios musicales refleja un nivel de autoestima similar cuando los participantes tienen más de 30 años, mientras que el nivel de autoestima es significativamente menor entre los participantes con estudios musicales frente al grupo con 30 años o menos ( $\eta^2 = .011$ ;  $\omega^2 = .009$ ). A nivel de efectos principales, los sujetos que tienen estudios musicales presentan un nivel de autoestima estadísticamente menor ( $\eta^2 = .011$ ;  $\omega^2 = .009$ ), mientras que el grupo de edad con más de 30 años presenta un promedio estadísticamente mayor que el grupo más joven ( $\eta^2 = .041$ ;  $\omega^2 = .038$ ). Para la puntuación en satisfacción con la vida (SWLS) el único efecto estadísticamente significativo es el de interacción ( $F=4.72$ ;  $p = .030$ ;  $\eta^2 = .012$ ;  $\omega^2 = .010$ ). Esta interacción refleja una tendencia similar a la

encontrada para la autoestima. En promedio, los participantes con más de 30 años manifiestan similares niveles de satisfacción con la vida, pero entre aquellos que tienen 30 años o menos el promedio de escala de los que tienen estudios musicales es estadísticamente inferior. En resumen (ver Figura 2), estos resultados reflejan que la edad juega un papel importante entre los músicos en su percepción de la autoestima y de la satisfacción con la vida, con una valoración menos positiva entre los más jóvenes.

En términos globales, la edad de los participantes está relacionada significativamente con la escala EAR ( $r=.205$ ;  $p<.0005$ ), pero no parece estar relacionada con la escala SWLS ( $r=-.007$ ;  $p=.892$ ). Por su parte, las dos escalas evaluadas muestran estar relacionadas estadísticamente ( $r=.405$ ;  $p<.0005$ ). Diferenciando entre los participantes en función de si tienen o no estudios musicales (ver Figura 3) se observan las mismas tendencias que las encontradas a nivel general, salvo que cambian las magnitudes de la relación estadística entre variables. Entre los participantes que tienen estudios musicales la relación entre edad y EAR, y entre EAR y SWLS, descienden a  $r=.156$  ( $p=.037$ ) y a  $r=.353$  ( $p<.0005$ ), respectivamente, mientras que dichas relaciones ascienden a  $r=.273$  ( $p<.0005$ ) para edad-EAR y a  $r=.441$  ( $p<.0005$ ) para EAR-SWLS entre aquellos que no tienen estudios musicales. En ambos grupos la relación entre edad y la escala SWLS es no significativa.

## Discusión y Conclusiones

Este artículo contribuye a la comprensión del papel que juega la autoestima en asociación con la satisfacción con la vida en población adulta general y músicos, así como del papel moderador de la edad en la relación entre la autoestima y la satisfacción con la vida. Aumentar la comprensión de esta asociación particular entre autoestima y satisfacción con la vida percibida, y cómo puede diferir entre muestras de población general y músicos, puede ser importante en la evaluación de las estrategias destinadas a promover un ajuste psicológico positivo en adolescentes y jóvenes estudiantes de música. En este sentido, según el conocimiento de los autores, en investigaciones

previas no se ha abordado el papel moderador de los estudios musicales en la vinculación entre autoestima y satisfacción con la vida.

Respecto a la primera hipótesis (*Existe una correlación positiva entre los niveles de autoestima y los de satisfacción con la vida*), esta se confirma ya que los niveles de autoestima de músicos correlacionan positivamente con los de satisfacción con la vida, aunque siendo menor esta correlación que en el grupo sin estudios musicales. De igual modo, se confirma nuestra segunda hipótesis (*Hay diferencias entre los niveles de autoestima y de satisfacción con la vida de músicos y población general*). Los resultados del presente estudio mostraron que, en promedio, los niveles de autoestima y satisfacción con la vida son inferiores en los músicos al compararlos con el grupo de población general estudiado (ver resultados ANOVA). Además, se encontraron diferencias en los niveles de autoestima respecto a la edad en la población con estudios musicales, sin embargo, no se dieron respecto al sexo. La relación entre el sexo y la autoestima ha sido ampliamente estudiada y generalmente los estudios han revelado que los hombres consideran tener una autoestima más elevada que las mujeres (Bleidorn et al., 2016; Orth et al., 2010; Zuckerman et al., 2016). No obstante, de acuerdo con nuestros resultados, estos hallazgos coinciden con los de otras investigaciones que no han encontrado diferencias significativas entre autoestima y sexo (Erol & Orth 2011; Ogihara, 2020; Orth & Robins, 2014).

De igual modo, cuando comparamos a los participantes con respecto a la tercera hipótesis (*Los niveles de autoestima son más bajos entre los músicos más jóvenes*) esta se confirma, ya que nuestros resultados sí que se encuentran en línea con los de otras investigaciones realizadas con muestras de población general al encontrar que la autoestima mantiene una correlación significativa con esta variable sociodemográfica (Bleidorn et al., 2016; Zuckerman et al., 2016). Sobre este particular, desde esta investigación se aportan datos novedosos en la literatura científica que indican que, específicamente, esta correlación positiva disminuye entre los músicos más jóvenes.

De este modo, en línea con las aportaciones de Orth et al. (2012) consideramos que la

autoestima se entiende mejor como una causa y no como una consecuencia de los resultados en la satisfacción con la vida y de igual modo, pensamos que bajos índices de autoestima pueden repercutir en el éxito o en el fracaso de determinados dominios importantes de la vida de las personas como en el caso del desempeño musical. En general, los hallazgos del presente estudio apoyan y amplían la comprensión sobre la influencia que ejerce la autoestima como un recurso importante en asociación con la satisfacción con la vida ya que nuestros datos muestran una correlación positiva entre la autoestima y la satisfacción con la vida, entendiéndose que las personas que disfrutan de más autoestima tienen una mayor satisfacción con la vida. Por tanto, los resultados alcanzados indican que la autoestima parece ser un recurso igualmente positivo y fuerte en asociación con la satisfacción con la vida en ambos sexos. Esta asociación encontrada entre autoestima y satisfacción con la vida en el presente estudio está respaldada por resultados previos de otras investigaciones (Butkovic et al., 2020; Diener & Diener, 2009).

Respecto a este último constructo, la satisfacción con la vida evalúa la valoración general de la calidad de vida de las personas en función de numerosos factores entre los que se incluye la autopercepción sobre la consecución de retos importantes en la vida (Pavot & Diener, 2008). Desde nuestros resultados, se observan puntuaciones promedio significativamente inferiores en la SWLS entre los participantes con 30 años o menos, mientras que no existen diferencias significativas entre los mayores de 30 años. Estos datos se encuentran en sintonía con los resultados alcanzados por Wooten et al. (2021), en los que se expone que, en general, la satisfacción con la vida correlaciona positivamente con la edad, no encontrando diferencias significativas entre hombres y mujeres.

Asimismo, los resultados obtenidos en la muestra analizada indican que la medida de los constructos de autoestima y de satisfacción con la vida pueden considerarse estructuralmente unidimensionales conforme se indica en la literatura (Diener, 1985; Martín-Albo et al., 2007; Pavot & Diener, 2008; Rosenberg, 1965). En este

sentido, se ofrecen nuevos resultados sobre la evolución de la autoestima y de la satisfacción con la vida, brindando datos psicométricos actualizados para ambos constructos en población española que permitan analizar problemas futuros relacionados con la evaluación de dichos constructos. En definitiva, se ha pretendido mostrar evidencias de que las puntuaciones de las escalas de autoestima de Rosenberg (1965) y SWLS de Diener (1985) se pueden utilizar como una sola puntuación global permitiendo comparar los grupos con y sin estudios musicales de un modo invariante respecto a dichas escalas, permitiendo justificar la comparación de las puntuaciones totales de ambos grupos.

Aunque esta investigación no permite ni pretende sacar conclusiones acerca de la causalidad, los resultados alcanzados indican que la autoestima es un componente fuertemente asociado con la satisfacción con la vida de las personas con estudios musicales. De este modo, consideramos que la autoestima es un factor influyente en el bienestar psicológico de estudiantes y músicos profesionales que repercute en su satisfacción vital, específicamente entre los más jóvenes. Asimismo, al haber observado que aquellas personas con una autoestima más alta tienen una mejor percepción de su satisfacción con la vida, creemos que serán más eficientes para afrontar las múltiples situaciones estresantes, desafíos y adversidades que en última instancia experimentan los estudiantes de música y músicos profesionales (Ascenso et al., 2018; Berchtold-Neumann, 2018; Cruder et al., 2020; Duy & Yıldız, 2019; Haraldsen, et al., 2020; Matei et al., 2018; Pecun et al., 2018; Shack et al., 2018).

Si bien esta investigación aporta datos novedosos acerca de la relación entre autoestima y satisfacción con la vida en estudiantes de música y músicos profesionales, este estudio debe considerarse teniendo en cuenta algunas limitaciones. En primera instancia, los resultados obtenidos se registraron a través de autoinformes, lo cual puede motivar que se encuentren sujetos a posibles sesgos derivados de esta práctica. Asimismo, sería conveniente incluir en el formulario de recogida de datos ítems para establecer categorías específicas que permitieran diferenciar estudiantes de música de músicos profesionales. En tercer lugar, consideramos que

esta investigación debe replicarse con una muestra más amplia y equilibrada entre sexos y grupos de edades. Igualmente, proponemos replicar este estudio con población adolescente que realiza estudios de Grado Profesional y con jóvenes estudiantes de Grado Superior de Conservatorio para conocer con mayor exactitud los niveles de autoestima y satisfacción con la vida entre estos grupos. Del mismo modo, planteamos realizar estudios longitudinales que permitan evaluar y comparar los cambios a lo largo del tiempo en este ámbito. Además, es razonable pensar que haya otros factores no incluidos en el presente estudio como, por ejemplo, determinados rasgos de personalidad, motivación o rendimiento académico que pueden ser igualmente relevantes para explicar la relación entre la autoestima y la satisfacción con la vida en estos grupos específicos de población.

En definitiva, consideramos necesario investigar en profundidad la naturaleza y direccionalidad de la relación entre la autoestima y la satisfacción con la vida más allá del diseño transversal planteado en esta investigación. En este sentido, creemos que los hallazgos alcanzados muestran que adecuados índices de autoestima pueden ser excelentes predictores de una buena satisfacción con la vida en diferentes etapas de la vida. Por tanto, estos resultados sugieren que aumentar los índices de autoestima podría servir como una posible vía de intervención para generar cambios positivos en la satisfacción con la vida de estudiantes de música y músicos profesionales. Específicamente, pensamos que la presencia de musicoterapeutas o psicólogos que ejerzan una función orientadora con los estudiantes de conservatorio puede ser muy positiva para afrontar con éxito posibles problemas físicos, emocionales o psicológicos, originados por la alta presión, el nivel de exigencia o expectativas prolongadas en el tiempo derivadas de este tipo de estudios. En conclusión, aunque la fuerza de esta asociación no se manifieste entre sexos, esta investigación contribuye tanto a la comprensión teórica y empírica de la autoestima como de su fuerte correlación positiva con el constructo de satisfacción con la vida, con un afanoso posicionamiento en pro de establecer programas preventivos que permitan mejorar la autoestima y

satisfacción con la vida de nuestros artistas. Para recapitular, de las conclusiones generales de este estudio se desprende la existencia de una correlación positiva entre los constructos de autoestima y de satisfacción con la vida, así como diferencias en los niveles de autoestima y de satisfacción con la vida entre los músicos y la población general estudiada y que los niveles de autoestima son más bajos entre los músicos más jóvenes que participaron en esta investigación.

### Conflicto de intereses

Los autores de este artículo declaran no tener ningún conflicto de intereses.

### Referencias

- Amabile, T. M. (2001). Beyond talent: John Irving and the passionate craft of creativity. *American Psychologist*, 56(4), 333-336.  
<https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.4.333>
- American Psychological Association. (2017). Ethical principles of psychologists and code of conduct (2002, amended effective June 1, 2010, and January 1, 2017). <http://www.apa.org/ethics/code/index.html>
- Andrews, F. M., & Withey, S. B. (1976). *Social indicators of well-being: America's perception of life quality*. Plenum Press.
- Ascenso, S., Perkins, R., & Williamson, A. (2018). Resounding Meaning: A PERMA Wellbeing Profile of Classical Musicians. *Frontiers in Psychology*, 9, 1895.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01895>
- Atienza, F. L., Moreno, Y., & Balaguer, I. (2000). Análisis de la dimensionalidad de la Escala de Autoestima de Rosenberg en una muestra de adolescentes valencianos. *Revista de Psicología Universitas Tarraconensis*, 22(1-2), 29-42.
- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., & García-Merita, M. (2000). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en Adolescentes. *Psicothema*, 12(2), 314-319.
- Baird, B. M., Lucas, R. E., & Donnellan, M. B. (2010). Life satisfaction across the lifespan: Findings from two nationally representative panel studies. *Social Indicators Research*, 99(2), 183-203.

- <https://doi.org/10.1007/s11205-010-9584-9>  
 Berchtold-Neumann M. (2018). La médecine des musiciens: Discipline insolite ou nécessité? *Bulletin des Médecins Suisses*, 99(40), 1359-1360.  
<https://doi.org/10.4414/bms.2018.17184>
- Bleidorn, W., Arslan, R. C., Denissen, J. J. A., Rentfrow, P. J., Gebauer, J. E., Potter, J., & Gosling, S. D. (2016). Age and gender differences in self-esteem - A cross-cultural window. *Journal of Personality and Social Psychology*, 111(3), 396-410.  
<https://doi.org/10.1037/pspp0000078>
- Brown, J. D., & Marshall, M. A. (2001). Self-esteem and emotion: Some thoughts about feelings. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27(5), 575-584.  
<https://doi.org/10.1177/0146167201275006>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*, 2nd ed. Guilford Press.
- Bueno-Pacheco, A., Lima-Castro, S., Arias-Medina, P., Peña-Contreras, E., Aguilar-Sizer, M., & Cabrera-Vélez, M. (2020). Estructura factorial, invarianza y propiedades psicométricas de la Escala de Autoestima de Rosenberg en el contexto Ecuatoriano. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 56(3), 87-100.  
<https://doi.org/10.21865/RIDEP56.3.07>
- Butkovic, A., Tomas, J., Spanic, A. M., Vukasovic Hlupic, T., & Bratko, D. (2020). Emerging adults versus middle-aged adults: Do they differ in psychological needs, self-esteem, and life satisfaction. *Journal of Happiness Studies*, 21, 779-798.  
<https://doi.org/10.1007/s10902-019-00106-w>
- Cabras, C., & Mondo, M. (2018) Coping strategies, optimism, and life satisfaction among first-year university students in Italy: gender and age differences. *Higher Education* 75, 643-654.  
<https://doi.org/10.1007/s10734-017-0161-x>
- Castro, A. (2011). Las rutas de acceso al bienestar. Relaciones entre bienestar hedónico y eudaemónico. Un estudio en población argentina. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 31(1), 37-57.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504.  
<https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cruder, C., Barbero, M., Koufaki, P., Soldini, E., & Gleeson, N. (2020). Prevalence and associated factors of playing-related musculoskeletal disorders among music students in Europe. Baseline findings from the Risk of Music Students (RISMUS) longitudinal multicentre study. *PLoS ONE*, 15(12), e0242660.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0242660>
- Daig, I., Herschbach, P., Lehmann, A. Knoll, N., & Decker, O. (2009). Gender and age differences in domain-specific life satisfaction and the impact of depressive and anxiety symptoms: A general population survey from Germany. *Quality of Life Research*, 18, 669-678.  
<https://doi.org/10.1007/s11136-009-9481-3>
- Diener, E., & Diener, M. (2009). Cross-cultural correlates of life satisfaction and self-esteem. En Ed Diener (Ed.) *Assessing Well-Being*. Social Indicators Research Series, vol 39 (pp. 71-91). Springer.  
[https://doi.org/10.1007/978-90-481-2352-0\\_4](https://doi.org/10.1007/978-90-481-2352-0_4)
- 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](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13)
- Duy, B., & Yıldız, M. A. (2019). The mediating role of self-esteem in the relationship between optimism and subjective well-being. *Current Psychology*, 38, 1456-1463.  
<https://doi.org/10.1007/s12144-017-9698-1>
- Ericsson, K. A., Krampe, R. T., & Tesch-Römer, C. (1993). The role of deliberate practice in the acquisition of expert performance. *Psychological Review*, 100(3), 363-406.  
<https://doi.org/10.1037/0033-295X.100.3.363>
- Erol, R. Y., & Orth, U. (2011). Self-esteem development from age 14 to 30 years: A longitudinal study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101(3), 607-619.  
<https://doi.org/10.1037/a0024299>
- French, B. F., & Finch, W. H. (2006). Confirmatory factor analytic procedures for

- the determination of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 13, 378-402.  
[https://doi.org/10.1207/s15328007sem1303\\_3](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1303_3)
- Goldbeck, L., Schmitz, T.G., Besier, T., Herschbach, P., & Henrich, G. (2007). Life satisfaction decreases during adolescence. *Quality of Life Research*, 16, 969-979.  
<https://doi.org/10.1007/s11136-007-9205-5>
- Haraldsen, H. M., Nordin-Bates, S. M., Abrahamsen, F. E., & Halvari, H. (2020). Thriving, striving or just surviving? TD learning conditions, motivational processes and well-being among norwegian elite performers in music, ballet, and sport. *Roeper Review*, 42(2), 109-125.  
<https://doi.org/10.1080/02783193.2020.1728796>
- Hayes, J. R. (1981). *The complete problem solver*. The Franklin Institute Press.
- Henrich, G., & Herschbach, P. (2000). Questions on Life Satisfaction (FLZM): A short questionnaire for assessing subjective quality of life. *European Journal of Psychological Assessment*, 16(3), 150-159.  
<https://doi.org/10.1027/1015-5759.16.3.150>
- Jacobsen, B., Lee, J. B., Marquering, W., & Zhang, C. Y. (2014). Gender differences in optimism and asset allocation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 107, 630-651.  
<https://doi.org/10.1016/j.jebo.2014.03.007>
- Joshanloo, M., & Jovanović, V. (2020). The relationship between gender and life satisfaction: Analysis across demographic groups and global regions. *Archives of Women's Mental Health*, 23(3), 331-338.  
<https://doi.org/10.1007/s00737-019-00998-w>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications*. SPSS.
- Leão, E. R., Dal Fabbro, D. R., Oliveira, R. Bd., Santos, I. Rd., Victor, Ed. S., et al. (2017). Stress, self-esteem, and well-being among female health professionals: A randomized clinical trial on the impact of a self-care intervention mediated by the senses. *PLOS ONE*, 12(2), e0172455.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0172455>
- Lehmann, A. C., & Ericsson, K. A. (1997). Research on expert performance and deliberate practice: Implications for the education of amateur musicians and music students. *Psychomusicology: A Journal of Research in Music Cognition*, 16(1-2), 40-58.  
<https://doi.org/10.1037/h0094068>
- Martín-Albo, J., Núñez, J. L., Navarro, J. G., & Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and validation in university students. *The Spanish Journal of Psychology*, 10(2), 458-467.
- Meisenberg, G., & Woodley, M. A. (2015). Gender differences in subjective well-being and their relationships with gender equality. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*, 16(6), 1539-1555.  
<https://doi.org/10.1007/s10902-014-9577-5>
- Matei, R., Broad, S., Goldbart, J., & Ginsborg, J. (2018). Health education for musicians. *Frontiers in Psychology*, 9, 1137.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01137>
- Matud, M. P., Bethencourt, J. M., & Ibañez, I. (2014). Relevance of gender roles in life satisfaction in adult people. *Personality and Individual Differences*, 70, 206-211.  
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.06.046>
- Mroczek, D. K., & Spiro, A. III. (2005). Change in life satisfaction during adulthood: Findings from the Veterans Affairs Normative Aging Study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(1), 189-202.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.88.1.189>
- Neff, K. D. (2011). Self-compassion, self-esteem, and well-being. *Social and Personality Psychology Compass*, 5(1), 1-12.  
<https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2010.00330.x>
- Ogihara, Y. (2020). The pattern of age differences in self-esteem is similar between males and females in Japan: Gender differences in developmental trajectories of self-esteem from childhood to old age. *Cogent Psychology*, 7(1).  
<https://doi.org/10.1080/23311908.2020.1756147>
- Orsini, C. A., Binnie, V. I., & Tricio, J. A. (2018). Motivational profiles and their relationships with basic psychological needs, academic performance, study strategies, self-esteem, and vitality in dental students in

- Chile. *Journal of Educational Evaluation for Health Professions*, 15(11).  
<https://doi.org/10.3352/jeehp.2018.15.11>
- Orth, U., & Robins, R.W. (2014). The development of self-esteem. *Current Directions in Psychological Science*, 23(5), 381-387.  
<https://doi.org/10.1177/0963721414547414>
- Orth, U., Robins, R. W., & Widaman, K. F. (2012). Life-span development of self-esteem and its effects on important life outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(6), 1271-1288.  
<https://doi.org/10.1037/a0025558>
- Orth, U., Trzesniewski, K. H., & Robins, R. W. (2010). Self-esteem development from young adulthood to old age: A cohort-sequential longitudinal study. *Journal of Personality & Social Psychology*, 98(4), 645-658.  
<https://doi.org/10.1037/a0018769>
- Pavot, W., & Diener, E. (1993). The affective and cognitive context of self-reported measures of subjective well-being. *Social Indicators Research*, 28, 1-20.  
<https://doi.org/10.1007/BF01086714>
- Pavot, W., & Diener, E. (2008). The Satisfaction with Life Scale and the emerging construct of life satisfaction. *The Journal of Positive Psychology*, 3(2), 137-152.  
<https://doi.org/10.1080/17439760701756946>
- Pavot, W., & Diener, E. (2009). Review of the satisfaction with Life Scale. En Ed Diener (Ed.) *Assessing Well-Being*. Social Indicators Research Series, vol 39 (pp. 101-117). Springer.  
[https://doi.org/10.1007/978-90-481-2354-4\\_5](https://doi.org/10.1007/978-90-481-2354-4_5)
- Pecen, E., Collins, D. J., & MacNamara, Á. (2018). "It's your problem. Deal with it." Performers' experiences of psychological challenges in music. *Frontiers in Psychology*, 8, 2374.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.02374>
- Prenda, K. M., & Lachman, M. E. (2001). Planning for the future: A life management strategy for increasing control and life satisfaction in adulthood. *Psychology and Aging*, 16(2), 206-216.  
<https://doi.org/10.1037/0882-7974.16.2.206>
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47, 667-696.  
<https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M.G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73, 5-26.  
<https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Roberts, J. E., & Monroe, S. M. (1992). Vulnerable self-esteem and depressive symptoms: Prospective findings comparing three alternative conceptualizations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62(5), 804-812.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.62.5.804>
- Robins, R. W., Hendin, H. M., & Trzesniewski, K. H. (2001). Measuring global self-esteem: Construct validation of a single-item measure and the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27(2), 151-161.  
<https://doi.org/10.1177/0146167201272002>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016a). Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. *Journal of Personality Assessment*, 98, 223-237.  
<https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249>
- Rodríguez, A., Reise, S.P., & Haviland, M.G. (2016b). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21, 137-150.  
<https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- Rossee, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1-36.  
<https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Shack, A.R., Meiyappan, S., & Grossman, L.D. (2018). Improved self-esteem in artists after participating in the "building confidence and self-esteem toolbox workshop". *Frontiers in Psychology*, 9, 1169.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01169>
- Simonton, D. K. (1991). Emergence and realization of genius: The lives and works of

- 120 classical composers. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61(5), 829-840.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.5.829>
- Sosniak, L.A. (1985). Learning to be a concert pianist. En Benjamin S. Bloom (Ed.), *Developing talent in young people* (pp. 19-67). Ballantine.
- Vázquez, A.J., Jiménez, R., & Vázquez-Morejón, R. (2004). Escala de Autoestima de Rosenberg: Fiabilidad y validez en población clínica española. *Apuntes de Psicología*, 22(2), 247-255.
- Velotti, P., Garofalo, C., Bottazzi, F., & Caretti, V. (2017). Faces of shame: Implications for self-esteem, emotion regulation, aggression and well-being. *The Journal of Psychology*, 151(2), 171-184.  
<https://doi.org/10.1080/00223980.2016.1248809>
- Wooten, S.V., Mittag, U., Alvero Cruz, J.R., Stray-Gundersen, S., Hoffmann, F., Michély, S., Möstl, S., Sies, W., Mulder, E., Rauschendorfer, P., Chilibeck, P.D., Rittweger, J., & Tanaka, H. (2021). Life Satisfaction, Positive Affect, and Sleep Impairment in Masters Athletes: Modulation by Age, Sex, and Exercise Type. *Frontiers in Physiology*, 12, 634433.  
<https://doi.org/10.3389/fphys.2021.634433>
- World Medical Association. (2001). World Medical Association Declaration of Helsinki. Ethical principles for medical research involving human subjects. *Bulletin of the World Health Organization*, 79(4), 373-374.
- Yang-Wallentin, F., Jöreskog, K. G., & Luo, H. (2010). Confirmatory factor analysis of ordinal variables with misspecified models. *Structural Equation Modeling*, 17, 392-423.  
<https://doi.org/10.1080/10705511.2010.489003>
- Zuckerman, M., Li, C., & Hall, J. A. (2016). When men and women differ in self-esteem and when they don't: A meta-analysis. *Journal of Research in Personality*, 64, 34-51.  
<https://doi.org/10.1016/j.jrp.2016.07.007>



## Anexo

Tabla A.1 Estadísticos descriptivos de los ítems de la EAR y la SWLS

| Escala | Items  | M(DT)     | Asimetría | Curtosis |
|--------|--|-----------|-----------|----------|
| EAR    | 1. En general, estoy satisfecho conmigo mismo.   | 3.2 (.6)  | -.33      | .53      |
|        | 2*. A veces pienso que no soy bueno en nada.   | 2.8 (.8)  | -.35      | -.24     |
|        | 3. Tengo la sensación de que poseo algunas buenas capacidades.                                 | 3.3 (.6)  | -.43      | .72      |
|        | 4. Soy capaz de hacer las cosas tan bien como la mayoría de las personas.                      | 3.3 (.6)  | -.49      | .17      |
|        | 5*. Siento que no tengo demasiadas cosas de las que sentirme orgulloso.                        | 2.9 (.8)  | -.46      | -.01     |
|        | 6*. A veces me siento realmente inútil.  | 2.8 (.9)  | -.37      | -.51     |
|        | 7. Tengo la sensación de que soy una persona valía, al menos igual que la mayoría de la gente. | 3.3 (.7)  | -.60      | .34      |
|        | 8*. Ojalá me respetara más a mí mismo.   | 2.4 (1.0) | -.03      | -1.02    |
|        | 9*. En definitiva, tiendo a pensar que soy un fracasado.                                       | 3.1 (.8)  | -.79      | .64      |
|        | 10. Tengo una actitud positiva hacia mí mismo.   | 3.2 (.7)  | -.56      | .11      |
| SWLS   | 1. En la mayoría de los aspectos, mi vida se acerca a mi ideal.                                | 3.3 (1.1) | -.39      | -.60     |
|        | 2. Las condiciones de mi vida son excelentes.  | 3.4 (1.1) | -.45      | -.45     |
|        | 3. Estoy completamente satisfecho/a con mi vida.   | 3.6 (1.1) | -.76      | -.27     |
|        | 4. Hasta ahora, he conseguido las cosas más importantes que quiero en la vida.                 | 3.5 (1.1) | -.68      | -.31     |
|        | 5. Si pudiera vivir mi vida de nuevo, no cambiaría nada.                                       | 3.2 (1.2) | -.08      | -1.10    |

Nota. \* indica que el ítem está invertido