



Original

Aprendizaje musical y ansiedad escénica en edades tempranas: 8-12 años

María Victoria Urruzola^{a,*} y Elena Bernaras^b

^a Departamento de Didáctica de la Expresión Musical, Plástica y Corporal, Facultad de Educación, Filosofía y Antropología, Universidad del País Vasco, San Sebastián, España

^b Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación, Facultad de Educación, Filosofía y Antropología, Universidad del País Vasco, San Sebastián, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 29 de enero de 2019

Aceptado el 2 de octubre de 2019

On-line el 22 de noviembre de 2019

Palabras clave:

Niños

Ansiedad escénica

Autoconfianza

Autoeficacia musical

Miedo a la evaluación negativa

Keywords:

Children

Music performance anxiety

Self-confidence

Self-efficacy

Fear of negative evaluation

R E S U M E N

La ansiedad repercute negativamente en el rendimiento musical, haciendo que la calidad de ejecución esté por debajo del nivel de preparación y de las aptitudes individuales del intérprete. Este trabajo ha tenido dos objetivos: (1) analizar las diferencias en los niveles de ansiedad escénica (AE), autoconfianza, autoeficacia musical y miedo a la evaluación negativa del alumnado de escuela de música y conservatorio de 8-12 años, en función del sexo, la edad y el contexto formativo; y (2) proponer un modelo explicativo para la AE en edades tempranas. Un total de 198 estudiantes (54.5% chicas; $M=9.65$, $DT=1.25$) han cumplimentado las escalas MPAAI-A, MPAAI-A-State, CSAI-2 RE, SMLQ-Ch y BFNE-S. Las chicas han obtenido puntuaciones más elevadas en autoeficacia y el tamaño del efecto asociado ha sido moderado-alto. Se ha puesto a prueba un modelo en el que la AE-estado ejerce efecto directo y también moderado por la autoconfianza, la autoeficacia y el miedo a la evaluación negativa, sobre la AE-rasgo. El modelo ha mostrado índices de ajuste satisfactorios y se mantiene invariante en los cuatro grupos considerados. Estos resultados evidencian la conveniencia de evitar situaciones estresantes que puedan debilitar la autoconfianza del alumnado y aumentar su vulnerabilidad a la ansiedad.

© 2019 Universidad de País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Music performance anxiety in 8- to 12-year-old children

A B S T R A C T

Anxiety can negatively affect performance quality, increasing the likelihood of failure and impaired performance. The aims of this research were: (1) to examine the differences in music performance anxiety (MPA), self-confidence, self-efficacy and fear of negative evaluation levels among 8-12 year old music students, according to sex, age and type of instruction; and (2) to propose an explanatory model to describe the origins of MPA. A total sample of 198 music school and conservatory students (54.5% girls; $M=9.65$, $SD=1.25$) have completed the MPAAI-A, MPAAI-A-State, CSAI-2 RE, SMLQ-Ch and BFNE-S scales. Girls scored significantly higher in self-efficacy, with a medium-high effect size. A model in which State-MPA has an effect on Trait-MPA, both directly and moderated by self-confidence, self-efficacy and fear of negative evaluation was tested. All fit coefficients were satisfactory and multi-group analyses showed model consistency across all four groups that were investigated. These results indicate the appropriateness of avoiding stressful performance experiences that could have a negative impact on self-confidence, increasing students' vulnerability to anxiety.

© 2019 Universidad de País Vasco. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: mariavictoria.urruzola@ehu.es (M.V. Urruzola).

Introducción

La ansiedad escénica (AE) es un fenómeno complejo que surge como consecuencia de la combinación e interacción de factores biológicos, psicológicos y ambientales, se manifiesta con sintomatología variable y afecta al rendimiento musical (Kenny, 2011). Tiene dos dimensiones: AE-rasgo (miedo o preocupación constantes por la actuación) y AE-estado (tensión y aprensión transitorias, variables en intensidad y duración). Alrededor del 20% de los abandonos que se producen en el ámbito de la educación musical especializada se deben a este motivo (Dalia, 2002).

En una actuación musical, es normal sentirse algo ansioso. Sin embargo, elevados grados de ansiedad pueden afectar negativamente al rendimiento y hacer que la calidad de ejecución esté por debajo del nivel de preparación y de las aptitudes individuales del intérprete, lo que se convierte en un grave problema (Kenny, 2011).

El nivel de ansiedad experimentado en el contexto de una interpretación musical depende de la interacción de tres tipos de factores (Papageorgi, Hallam, y Welch, 2007; Wilson, 2002): (1) rasgo de personalidad y características individuales; (2) aspectos relacionados con la eficacia en el desempeño de la tarea: dificultad y dominio de las obras, interpretación memorística, motivación, experiencia previa y metodología de aprendizaje y (3) cuestiones relativas al entorno de la propia actuación, tales como el número de espectadores o la presencia de familiares/amistades entre el público.

De acuerdo con Barlow (2000), los trastornos de ansiedad están supeditados a tres tipos de vulnerabilidad: (1) biológica, (2) psicológica general (tendencia a tener baja autoconfianza y autoestima) y (3) psicológica específica. Aplicada al ámbito musical (Kenny, 2011), su teoría implica que la AE está estrechamente relacionada con: (1) las experiencias musicales tempranas y su afrontamiento, (2) un sentimiento de indefensión general y (3) la sensación de incontrolabilidad a la hora de actuar en público. Si bien para Brodsky (1996) constituye un fenómeno intrínseco a la vida y a la carrera profesional particularmente estresantes del músico, una actuación se percibe de forma distinta dependiendo de la cultura institucional y del contexto formativo (Papageorgi et al., 2010a, 2010b), y aspectos tales como la edad de iniciación, los años de práctica, el nivel de estudios o la experiencia de actuación previa resultan asimismo relevantes (Casanova, Zarza, y Orejudo, 2018; Zarza-Alzugaray, Orejudo, Casanova, y Aparicio-Moreno, 2018). Es habitual que niños de hasta 12 años de edad presenten diversos miedos evolutivos (animales, oscuridad, lo desconocido...) que, con el tiempo, pueden adquirir un carácter anticipatorio y derivar en un trastorno de ansiedad (Valiente, Sandín, y Chorot, 2003). En este sentido, Osborne y Kenny (2008) afirman que las experiencias de la infancia y adolescencia desempeñan un papel clave en la aparición y evolución de la AE.

En este trabajo, se analizan las variables AE estado-rasgo, autoconfianza, autoeficacia musical y miedo a la evaluación negativa. Los contextos a los que se hace referencia son dos: escuela de música (aprendizaje *amateur*) y conservatorio (aprendizaje profesional).

Prevalencia de ansiedad escénica, autoconfianza, autoeficacia y miedo a la evaluación negativa, en el ámbito musical

Estudios epidemiológicos con muestras de diferentes países —en su mayoría músicos profesionales (Kenny y Ackermann, 2015) y estudiantes de enseñanza superior (Herrera, Jorge, y Lorenzo, 2015; Papageorgi, Creech, y Welch, 2013)— constatan que la AE afecta a un número considerable de intérpretes: la tasa de prevalencia global estimada se sitúa en torno al 15-50% (Kenny, 2011). En una reciente investigación de ámbito nacional (Zarza-Alzugaray, Casanova-López, y Orejudo-Hernández, 2016) en la que

han tomado parte 479 estudiantes de 5 conservatorios superiores españoles, el 39% obtiene puntuaciones por encima de la media.

Se sabe que los niños de tan sólo 3-4 años ven elevados sus niveles de cortisol antes de actuar en público (Boucher y Ryan, 2011) y los niveles de ansiedad aumentan en la adolescencia (Ballester, 2015; Osborne y Kenny, 2008; Osborne, Kenny, y Holsomback, 2005), hasta alcanzar su cota más alta entre los 14 y los 19 años (Patston y Osborne, 2016). Respecto a las diferencias entre sexos, las chicas suelen considerar que la presencia de público repercute negativamente en el desarrollo de su actuación (Osborne y Kenny, 2005, 2008; Papageorgi et al., 2013) y manifiestan más ansiedad (Dobos, Piko, y Kenny, 2018; González, Blanco-Piñeiro, y Díaz-Pereira, 2018; Orejudo, Zarza-Alzugaray, Casanova, Rodríguez-Ledo, y Mazas, 2017) y con mayor efecto debilitante (Miller y Chesky, 2004; Ryan, 2004).

Existen pocos datos sobre la tasa de AE infantil. En uno de los dos estudios de prevalencia encontrados —realizado con 1033 escolares de primaria de EE. UU.—, el 23% reporta niveles de ansiedad que influyen negativamente en su actuación (Wang, 2001). En otro llevado a cabo en la Región de Murcia (España), el 21.7% del alumnado de conservatorio de 9-13 años obtiene puntuaciones altas en AE-rasgo y el 16.3%, muy altas (Ballester, 2015).

En cuanto a la autoeficacia, en una investigación con 404 escolares de primaria del Reino Unido (Ritchie y Williamon, 2011), las puntuaciones más elevadas en competencia autopercebida («aprendizaje musical») corresponden a las chicas. Sin embargo, en dos estudios con músicos adultos —alumnado de conservatorio/músicos profesionales—, ellos puntúan mejor en autoeficacia general, así como en «autoeficacia ejecución» (González et al., 2018; Orejudo et al., 2017).

No se han hallado estudios comparativos sobre la autoconfianza y el temor a ser evaluado negativamente, ni de prevalencia (a excepción de la AE), para el colectivo y rango de edad objeto de estudio.

Relación entre ansiedad escénica y otras variables influyentes

Además del sexo y la edad, la AE se asocia con la ansiedad-rasgo, la autoconfianza, las creencias de autoeficacia y el miedo a la evaluación negativa (Papageorgi et al., 2007).

Así, se ha demostrado que ambas dimensiones de la ansiedad (AE-rasgo y AE-estado) están estrechamente relacionadas (Wilson, 2002) y el rasgo de ansiedad latente hace que la calidad interpretativa se vea reducida en mayor medida (Kenny, 2011).

Por su parte, la relación entre autoconfianza y ansiedad (somática/cognitiva) es inversamente proporcional (Miller y Chesky, 2004). De hecho, quienes puntúan alto en autoconfianza valoran que la ansiedad que experimentan influye positivamente en su rendimiento (Gill, Murphy, y Rickard, 2006).

La autoeficacia depende de las creencias sobre la propia capacidad para adquirir destrezas y competencias, y está, por tanto, muy relacionada con la autoconfianza. Se ha constatado que, cuando la autoeficacia disminuye, los niveles de ansiedad aumentan (Papageorgi et al., 2010b) y la percepción de (in)eficacia con respecto al aprendizaje musical («autoeficacia aprendizaje») puede predecir la calidad de una actuación (Ritchie y Williamon, 2012).

Para Nicholson, Cody, y Beck (2015), el grado de ansiedad que se experimenta en una situación estresante tiene que ver con miedos básicos, como el temor a ser evaluado negativamente por los demás. A medida que se aproxima la adolescencia, el miedo a la evaluación negativa adquiere más relevancia y, con la edad, el temor a las críticas se hace cada vez mayor (Kenny, 2011).

Por otro lado, estudios con alumnado adolescente muestran que quienes desean dedicarse profesionalmente a la música tienden a mostrar niveles más bajos de AE (Braden, Osborne, y Wilson, 2015; Osborne et al., 2005). Suele ser más habitual encontrar este perfil de alumnado en los conservatorios que en las escuelas de música.

Tabla 1
Características de la muestra

N = 198	Edad			Instrumento de estudio						
	8-9 años	10-12 años	Subtotal	Cuerda ^a	Viento-madera ^a	Viento-metal ^a	Percusión ^a	Instrumentos de tecla	Otros	Total
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
<i>Alumnado de conservatorio</i>										
Chicas	12 (6.1)	17 (8.6)	29 (14.6)	12 (28.6)	8 (19)	3 (7.1)	1 (2.4)	5 (11.9)	-	29 (69)
Chicos	3 (1.5)	10 (5)	13 (6.6)	5 (11.9)	1 (2.4)	5 (11.9)	1 (2.4)	1 (2.4)	-	13 (31)
Subtotal	15 (7.6)	27 (13.6)	42 (21.2)	17 (40.5)	9 (21.4)	8 (19)	2 (4.8)	6 (14.3)	-	42 (100)
<i>Alumnado de escuela de música</i>										
Chicas	38 (19.2)	41 (20.7)	79 (39.9)	15 (9.6)	31 (19.9)	8 (5.1)	-	19 (12.2)	6 (3.9)	79 (50.6)
Chicos	41 (20.7)	36 (18.2)	77 (38.9)	4 (2.6)	23 (14.7)	16 (10.3)	3 (1.9)	13 (8.3)	18 (11.5)	77 (49.4)
Subtotal	79 (39.9)	77 (38.9)	156 (78.8)	19 (12.2)	54 (34.6)	24 (15.4)	3 (1.9)	32 (20.5)	24 (15.4)	156 (100)
Chicas	50 (25.3)	58 (29.3)	108 (54.5)	27 (13.6)	39 (19.7)	11 (5.6)	1 (.5)	24 (12.1)	6 (3)	108 (54.5)
Chicos	44 (22.2)	46 (23.2)	90 (45.5)	9 (4.6)	24 (12.1)	21 (10.6)	4 (2)	14 (7.1)	18 (9.1)	90 (45.5)
Total	94 (47.5)	104 (52.5)	198 (100)	36 (18.2)	63 (31.8)	32 (16.2)	5 (2.5)	38 (19.2)	24 (12.1)	198 (100)

Cuerda: violín (16), viola (9), contrabajo (6), violonchelo (3) y arpa (2); instrumentos de tecla: piano (32), teclado electrónico (3), acordeón (2) y clave (1); otros: batería (7), guitarra clásica (5), guitarra eléctrica (5), coro (4), txistu (1), trikitixa (1) y ballet (1); viento-madera: clarinete (26), flauta travesera (14), saxofón (10), oboe (9) y fagot (4); viento-metal: trompeta (11), trompa (9), trombón (8) y bombardino (4).

^a Instrumentos «sinfónicos».

Además, el alumnado de conservatorio está más acostumbrado a actuar en público y tiene más oportunidades de desarrollar estrategias de afrontamiento (Papageorgi et al., 2010a).

Numerosas investigaciones han tenido como objetivo estudiar la AE en músicos de diferentes edades, ámbitos y estilos. Sin embargo, muy pocas abordan esta problemática en intérpretes de 8-12 años. Este trabajo responde a la necesidad de cubrir dicho vacío y contribuir al avance en este campo.

Teniendo en cuenta las consideraciones previas, se han planteado dos objetivos: (1) evaluar la presencia de diferencias en los niveles de AE estado-rasgo, autoconfianza, autoeficacia musical y miedo a la evaluación negativa del alumnado de escuela de música y conservatorio de 8-12 años, en función del sexo, la edad y el contexto formativo; y (2) proponer un modelo representativo de las relaciones existentes entre las variables consideradas que explique la AE en edades tempranas.

Las hipótesis formuladas han sido: (1) las chicas puntuarán por encima de los chicos en AE estado-rasgo y autoeficacia musical; (2) a más edad, mayor AE estado-rasgo y menor autoconfianza; (3) el alumnado de escuela de música obtendrá —con respecto al de conservatorio—, puntuaciones más elevadas en AE estado-rasgo; (4) la AE-estado se asociará negativamente con la autoconfianza y positivamente con el miedo a la evaluación negativa; y (5) a estas edades (8-12 años), la AE-estado ejercerá efecto directo y también indirecto a través de la autoconfianza, la autoeficacia y el miedo a la evaluación negativa, sobre la AE-rasgo.

Método

Participantes

La población de referencia ha sido el colectivo guipuzcoano de estudiantes de escuela de música (formación *amateur*) y conservatorio (estudios reglados conducentes a la obtención de un título profesional), con edades comprendidas entre 8 y 12 años. Con objeto de que ambas modalidades de enseñanza estén representadas, se han considerado los datos de matriculación del Instituto Vasco de Estadística. La selección de participantes se ha realizado de forma incidental en dos centros públicos de San Sebastián (Guipúzcoa) y la muestra ha estado constituida por 42 estudiantes (69% chicas; $M = 10.07$, $DT = 1.24$) del Conservatorio Profesional Francisco Escudero (enseñanzas elementales) y 156 de la Escuela Municipal de Música y Danza (50.6% chicas; $M = 9.53$, $DT = 1.24$), del nivel II o iniciación, con edades comprendidas entre 8 y 12 años.

Como puede apreciarse en la Tabla 1, el abanico de instrumentos abarca 25 especialidades distintas, mayoritariamente de la rama sinfónica (68.7%).

Instrumentos

Music Performance Anxiety Inventory for Adolescents (MPAI-A; Osborne y Kenny, 2005; adaptado al castellano por nuestro equipo de investigación). Aunque está diseñado para medir la AE-rasgo de músicos adolescentes (12-19 años), resulta idóneo para niños de 8-12 años. Consta de 15 ítems agrupados en tres subescalas: *síntomas somáticos y cognitivos* (8 ítems), *contexto de la actuación* (3 ítems) y *evaluación de la actuación* (4 ítems). El formato de respuesta es de tipo Likert 0-6 (0 = «nunca»; 6 = «siempre») y el rango de puntuación total se sitúa entre 0 y 90; a mayor puntuación, mayor ansiedad. En este estudio, el AFC ha mostrado un ajuste aceptable de los datos al modelo teórico planteado por las autoras ($\chi^2_{85} = 129.50$; $p = .001$; $\chi^2/df = 1.52$; CFI = .904; IFI = .908; SRMR = .060). Los coeficientes α de Cronbach, Ω de McDonald, fiabilidad compuesta (FC) y la varianza media extractada (VME) para la puntuación total han sido: $\alpha = .77$, $\Omega = .83$, $FC = .88$ y $VME = 73.05\%$, respectivamente. En las subdimensiones, estos indicadores han tomado los siguientes valores: (1) *síntomas somáticos y cognitivos*, $\alpha = .72$, $\Omega = .80$, $FC = .72$ y $VME = 26.43\%$; (2) *contexto de la actuación*, $\alpha = .43$, $\Omega = .73$, $FC = .47$ y $VME = 24.09\%$ y (3) *evaluación de la actuación*, $\alpha = .41$, $\Omega = .60$, $FC = .41$ y $VME = 21.82\%$.

Music Performance Anxiety Inventory for Adolescents (State, Performance) (MPAI-A-State; Braden et al., 2015; adaptado al castellano por nuestro equipo de investigación). Se trata de una herramienta específica de 12 ítems con siete opciones de respuesta (0 = «nunca»; 6 = «siempre») que permite evaluar el estado de ansiedad previo a una actuación musical. Incluye dos subdimensiones: *síntomas somáticos y cognitivos* (8 ítems) y *evaluación de la actuación* (4 ítems). La puntuación total se obtiene de forma sumativa, y varía entre 0 y 72. Los resultados del AFC han sido: $\chi^2_{53} = 151.55$; $p < .001$; $\chi^2/df = 2.86$; CFI = .882; IFI = .884; SRMR = .059. Los índices de consistencia interna, FC y la VME para el total de los ítems han sido: $\alpha = .87$; $\Omega = .92$; $FC = .89$ y $VME = 40.05\%$. En las respectivas subdimensiones, estos indicadores han tomado los siguientes valores: (1) *síntomas somáticos y cognitivos*, $\alpha = .84$, $\Omega = .91$, $FC = .84$ y $VME = 40.78\%$ y (2) *evaluación de la actuación*, $\alpha = .70$, $\Omega = .87$, $FC = .71$ y $VME = 38.60\%$.

Competitive State Anxiety Inventory 2 Reducido (CSAI-2 RE; Martens, Burton, Vealey, Bump, y Smith, 1990; adaptado al castellano por Arruza, González, Palacios, Arribas, y Cecchini,

2012) (subescala de autoconfianza). Está diseñado para medir la ansiedad precompetitiva en entornos deportivos, pero estudios previos avalan su validez y fiabilidad para su utilización en este contexto (Iusca y Dafinoiu, 2012). La subescala de autoconfianza está conformada por cinco ítems, con una puntuación mínima posible de 0 y máxima de 20. En la presente investigación, el AFC ha mostrado un buen ajuste de los datos al modelo unidimensional teórico ($\chi^2_5 = 13.63$; $p = .018$; $\chi^2/gl = 2.73$; CFI = .983; IFI = .983; SRMR = .028). Además, los valores de los coeficientes $\alpha = .87$; $\Omega = .94$; FC = .88 y la VME = 59.7% indican que la fiabilidad global de la escala es adecuada.

Self-efficacy for Musical Learning Questionnaire-Children's version (SMLQ-Ch; Ritchie y Williamson, 2011; adaptado al castellano por nuestro equipo de investigación). Evalúa las creencias de autoeficacia con relación al aprendizaje musical y es aplicable a niños de 7 años en adelante. Se compone de 11 ítems que se valoran de 1 («nada seguro», 0%) a 7 («completamente seguro», 100%), resultando en un rango de puntuación total de 11-77 puntos. Los resultados del AFC han mostrado un ajuste aceptable de los datos al modelo unidimensional teórico ($\chi^2_{41} = 59.32$; $p = .032$; $\chi^2/gl = 1.45$; CFI = .933; IFI = .937; SRMR = .057). Además, los índices de confiabilidad han sido $\alpha = .70$, $\Omega = .87$, FC = .69 y VME = 18.53%.

Brief Fear of Negative Evaluation Scale-Straightforward Items (BFNE-S; Carleton, Collimore, McCabe, y Antony, 2011; adaptado al castellano por nuestro equipo de investigación). Permite determinar el grado de temor a ser evaluado negativamente. Consta de ocho ítems con una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos (1 = «nada característico en mí»; 5 = «muy característico en mí»). La puntuación mínima posible es 8 y la máxima 40. Una puntuación total igual o superior a 25 se considera indicativa de un posible caso de ansiedad social clínicamente significativa. En esta investigación, el AFC ha mostrado un buen ajuste de los datos al modelo teórico ($\chi^2_{20} = 39.53$; $p = .006$; $\chi^2/gl = 1.97$; CFI = .968; IFI = .969; SRMR = .041). Teniendo en cuenta los valores $\alpha = .87$; $\Omega = .91$; FC = .87 y VME = 46.9%, la fiabilidad global de la escala ha sido buena.

Procedimiento

Una vez obtenido el informe favorable del Comité de Ética de la UPV/EHU, se ha comprobado la propiedad intelectual del material. Para la adaptación de las escalas al castellano, se han tenido en consideración las características de los constructos que se van a medir (Muñiz, Elosua, y Hambleton, 2013) y, siguiendo las recomendaciones de Hambleton y Patsula (1999), se ha llevado a cabo un proceso de traducción inversa. A fin de evitar elementos problemáticos y asegurar la debida comprensión de los ítems, se ha procedido a la realización de pruebas piloto, que han permitido además calcular el tiempo de aplicación estimado. La participación ha sido voluntaria y ha estado condicionada a la entrega del documento de consentimiento informado, debidamente cumplimentado y firmado. Los instrumentos se han administrado de forma colectiva y la recogida de información se ha realizado en dos sesiones de una hora. Para garantizar la confidencialidad y el anonimato de los datos, cada participante se ha identificado con un código numérico de cinco dígitos. Las instrucciones y los enunciados de los ítems se han leído en voz alta y el orden de aplicación de las pruebas ha sido el mismo para todos. Las escalas MPAI-A-State y CSAI-2 RE se han cumplimentado en la segunda sesión, minutos antes de una pequeña actuación individual delante de la clase. Finalizada la recogida de datos, se han llevado a cabo los análisis pertinentes con ayuda de los programas informáticos SPSS y AMOS v. 24.

Análisis estadísticos

Inicialmente, se ha verificado la calidad de los datos y se han obtenido evidencias de validez y fiabilidad de los instrumentos de medida en esta muestra, considerando valores deseables para la FC y la VME aquellos superiores a .70 y 50%, respectivamente. Para el análisis de diferencias, se ha dividido la muestra en dos grupos de edad (8-9/10-12) y, una vez comprobados los supuestos paramétricos de normalidad (K-S) y homocedasticidad, se han llevado a cabo cinco análisis de varianza de medidas independientes. La estimación del tamaño del efecto de las diferencias por parejas se ha realizado mediante la g' de Hedges, tomando como referencia los valores 0.2, 0.5 y 0.8, para tamaños del efecto pequeños, medianos y grandes (Rosenthal, 1994).

En aras de modelar las relaciones existentes entre las variables, se han llevado a cabo *path analysis*, y para comprobar el efecto moderador del sexo y la edad, se han efectuado análisis de invarianza multigrupo. Estos análisis permiten establecer el grado de invariabilidad del modelo y determinar si el patrón de relaciones propuesto es consistente con los datos observados en cada grupo. El cálculo de las estimaciones se ha realizado mediante el método de máxima verosimilitud. No obstante, debido al incumplimiento del supuesto de normalidad multivariante, se han efectuado adicionalmente análisis *bootstrap* con el método Bolle-Stine. Los resultados obtenidos con ambos métodos no han revelado diferencias significativas en ninguno de los análisis, por lo que se ha procedido al estudio de los resultados correspondientes a la muestra original. Para analizar el ajuste del modelo a los datos, se han utilizado los índices χ^2 , χ^2/gl , IFI, CFI, RMSEA y SRMR. Se considera que hay un buen ajuste con niveles de significación asociados a $\chi^2 > .05$; valores para el ratio $\chi^2/gl < 3$; IFI y CFI $> .95$; y RMSEA y SRMR $< .05$; y un ajuste aceptable con ratio $\chi^2/gl < 5$; IFI y CFI $> .90$; y RMSEA y SRMR $< .08$ (Hu y Bentler, 1999). Siguiendo a Cheung y Rensvold (2002), el criterio de aceptación de los modelos de invarianza configural, métrica y estricta utilizado ha sido que la diferencia en el CFI entre dos modelos inmediatos sea $\leq .01$.

Resultados

Diferencias en ansiedad escénica estado-rasgo, autoconfianza, autoeficacia musical y miedo a la evaluación negativa, en función del sexo, la edad y el contexto formativo

Atendiendo a los tamaños del efecto, las diferencias entre sexos han sido pequeñas y estadísticamente irrelevantes, a excepción de la autoeficacia musical (SMLQ-Ch), en la que las chicas han obtenido puntuaciones más elevadas, con un tamaño del efecto asociado moderado-alto, $F(1.190) = 8.07$; $p < .005$; $g' = .44$. La edad y el tipo de enseñanza no han ejercido influencia significativa sobre ninguna de las variables consideradas, ni por separado ni en interacción (véase Figura 1 y Tabla 2).

Relación entre ansiedad escénica estado-rasgo, autoconfianza, autoeficacia musical y miedo a la evaluación negativa

Una vez comprobada la asociación por parejas, se ha puesto a prueba un modelo teórico que contempla las relaciones entre las cinco variables simultáneamente. A saber, se ha testado el ajuste de un modelo, en el cual la AE-estado ejerce influencia sobre la AE-rasgo, de forma directa y también indirecta, a través de la autoconfianza, la autoeficacia musical y el miedo a la evaluación negativa (véase Figura 2).

Los índices de bondad de ajuste para la muestra en su conjunto han sido $\chi^2_2 = 6.24$; $p = .044$; $\chi^2/gl = 3.11$, con un SRMR = .041; IFI = .981; CFI = .981 y RMSEA = .104 (de .015 a .201).

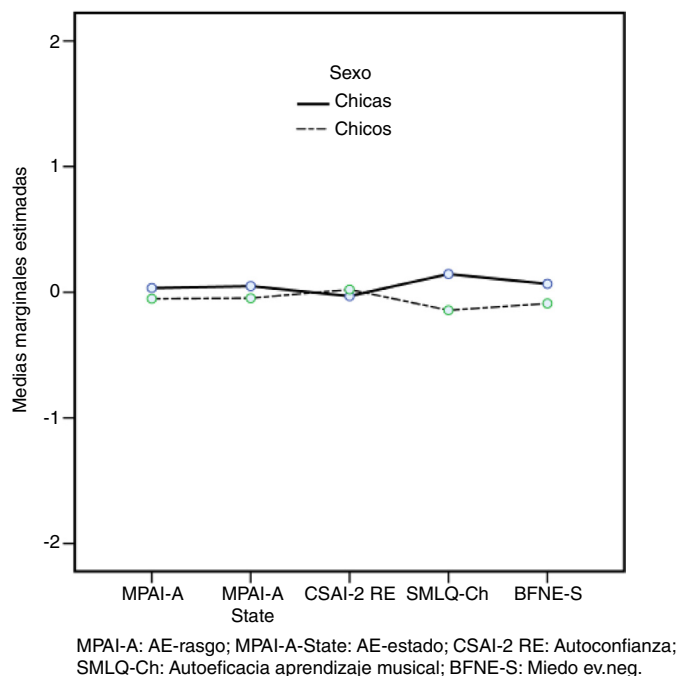


Figura 1. Representación gráfica del perfil psicológico del alumnado en función del sexo.

La Tabla 3 muestra las pruebas de ajuste del modelo, en función del sexo y rango de edad. El ratio $\chi^2/\text{grados de libertad}$, así como el resto de los índices para chicas, chicos y para los dos grupos de edad han sido satisfactorios, por lo que el modelo se ajusta a los cuatro por separado.

Los efectos totales e indirectos se presentan en la Tabla 4.

Como se aprecia en la Tabla 5, en los análisis por sexo los incrementos en CFI (ΔCFI) no han excedido el límite de .01 hasta añadir restricciones sobre los interceptos, por lo que se acepta la hipótesis de invarianza configural y métrica. En cuanto a los grupos de edad, los resultados permiten aceptar el nivel de invarianza factorial estricta entre las muestras.

Discusión

La ansiedad puede incidir negativamente en el rendimiento musical y favorecer estrategias de afrontamiento poco saludables. El presente trabajo ha tenido como primer objetivo determinar la

existencia de diferencias significativas en los niveles de AE estado-rasgo, autoconfianza, autoeficacia musical y miedo a la evaluación negativa del alumnado de enseñanza musical especializada con edades comprendidas entre 8 y 12 años, en función del sexo, la edad y el contexto formativo (escuela de música/conservatorio). A excepción de la autoeficacia, las diferencias entre sexos no han alcanzado relevancia estadística y la ausencia de variaciones significativas en los niveles de AE estado-rasgo contradice los hallazgos de las investigaciones que constatan niveles de ansiedad superiores en mujeres adolescentes y jóvenes (Dobos et al., 2018; González et al., 2018; Orejudo et al., 2017; Osborne y Kenny, 2008; Thomas y Nettelbeck, 2014). Por su parte, la edad y el contexto formativo no han ejercido influencia sobre ninguna de las variables de interés. Puede que las diferencias hayan resultado estadísticamente irrelevantes debido al tamaño de la muestra. Al no haber encontrado estudios de prevalencia de autoconfianza y miedo a la evaluación negativa, no ha sido posible contrastar estos resultados con los obtenidos en investigaciones previas.

La primera hipótesis plantea que las chicas puntuarán más alto que los chicos en AE estado-rasgo y autoeficacia musical. Los resultados han sido consistentes con las conclusiones de estudios previos (Dobos et al., 2018; González et al., 2018; Orejudo et al., 2017; Osborne y Kenny, 2008; Ritchie y Williamon, 2011; Ryan, 2004; Thomas y Nettelbeck, 2014) y las chicas han obtenido puntuaciones más elevadas, tanto en AE estado-rasgo como en autoeficacia; estas últimas han sido estadísticamente significativas. Además, el ANOVA de medidas relacionadas ha mostrado la existencia de un perfil genérico grupal que, salvo en autoeficacia, no presenta diferencias individuales en los tres factores considerados, por lo que la hipótesis se confirma en parte.

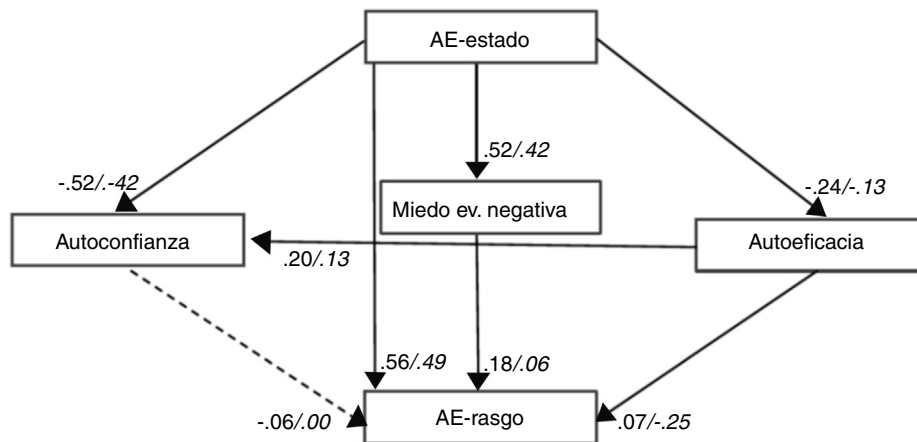
A su vez, se ha hipotetizado que, con la edad, la ansiedad del alumnado irá en aumento, y afectará negativamente a su autoconfianza. Hay razones para pensar que, a medida que van pasando los años, la probabilidad de acumular experiencias de actuación negativas crece y, con ella, la vulnerabilidad a la AE. Al contrario del estudio de Osborne et al. (2005) (en el que sí se observan diferencias), los resultados que se han obtenido en esta investigación muestran que el efecto de la edad no es relevante. Además (pese a la ausencia de diferencias significativas), los estudiantes de 8-9 años han puntuado algo más alto en AE estado-rasgo, y algo más bajo en autoconfianza, por lo que la hipótesis no se confirma. Esta discrepancia se podría explicar por el perfil del alumnado participante, ya que en el trabajo de Osborne et al. (2005) se trata de jóvenes intérpretes de muy alto nivel y mayor edad. No obstante, el reducido número de estudiantes de 12 años ($n = 10$) puede haber condicionado estos resultados.

Tabla 2 Medias y desviaciones típicas (entre paréntesis) por sexo, grupo de edad y contexto formativo

N = 198	Sexo			Grupo de edad			Contexto formativo			Total
	Chicas	Chicos	t; p	8-9 años	10-12 años	t; p	Conservatorio	Escuela de música	t; p	
1. AE-rasgo	43.80 (14.32)	38.58 (16.11)	2.41; .017	41.74 (13.84)	41.13 (16.65)	.28; .781	43.88 (14.02)	40.76 (15.65)	1.17; .243	41.41 (15.34)
2. AE-estado	23.93 (17.01) ^a	19.43 (14.12) ^b	1.98; .049	22.72 (15.29) ^c	21.13 (16.46) ^d	.70; .487	18.02 (16.77)	22.96 (15.53) ^e	-1.79;.075	21.89 (15.89) ^f
3. Autoconfianza	16.31 (4.32) ^a	17.60 (3.27) ^b	-2.31;.022	16.77 (3.78) ^c	17.01 (4.07) ^d	-.42;.677	17.12 (3.62)	16.84 (4.01) ^e	.41; .680	16.90 (3.92) ^f
4. Autoeficacia	68.35 (6.47)	65.02 (8.72)	3.08; .002	67.99 (7.06)	65.80 (8.20)	2.00;.046	66.60 (7.28)	66.90(7.88)	-.23; .819	66.84 (7.74)
5. Miedo ev. neg.	18.18 (8.55)	17.42 (8.50)	.62; .537	18.40 (9.08)	17.32 (7.98)	.90; .371	7.10 (7.64)	18.03(8.75)	-.63; .528	17.83 (8.52)

^a n = 106
^b n = 88
^c n = 93
^d n = 101
^e n = 152
^f n = 194

A) Sexo



B) Rango de edad

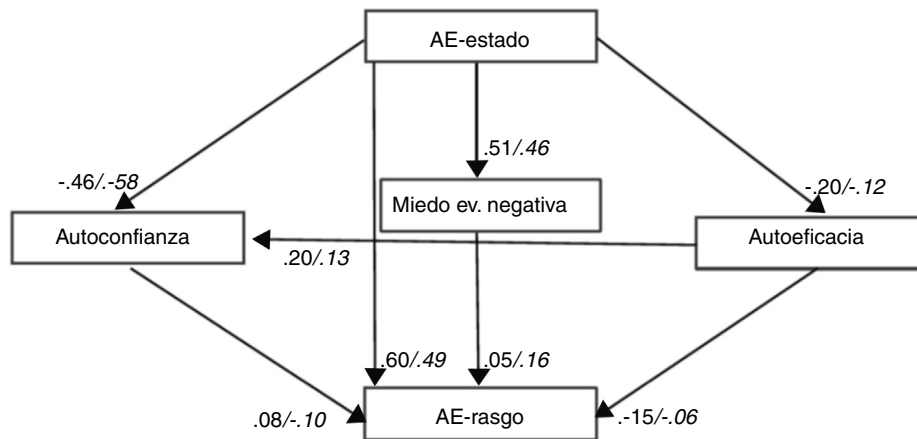


Figura 2. Relaciones entre variables en función A) del sexo (los valores en cursiva corresponden a los chicos) y B) rango de edad (los valores en cursiva corresponden al rango de edad 10-12 años). Todos los valores son coeficientes estandarizados. La línea discontinua representa relaciones no significativas entre las variables, en los dos grupos.

Tabla 3
Índices de ajuste y R^2 para el modelo, por sexo y rango de edad

Grupo	χ^2	gl	p	χ^2/gl	SRMR	IFI	CFI	RMSEA (IC 95%)	R^2 MPAl-A en %
<i>Sexo</i>									
Chicas	7.49	2	.024	3.74	.058	.965	.963	.161 (.050-0.289)	46.9
Chicos	2.11	2	.348	1.05	.037	.999	.998	.025 (.000-0.213)	36.7
<i>Edad</i>									
8-9 años	.926	2	.629	0.46	.024	1.01	1.00	.000 (.000-.161)	40.9
10-12 años	4.78	2	.091	2.39	.047	.978	.976	.116 (.000-.255)	41.0

CFI: índice de ajuste comparativo; gl: grados de libertad; IFI: índice de ajuste incremental; p: nivel de significación; RMSEA IC 95%: intervalo de confianza del RMSEA; RMSEA: error de aproximación de la media cuadrática; R^2 : correlación múltiple cuadrada AE-rasgo; SRMR: raíz media cuadrática residual estandarizada; χ^2 : distribución ji-cuadrado; χ^2/gl : ratio ji-cuadrado grados de libertad.

Otra de las hipótesis establece que el alumnado de escuela de música reportará niveles más elevados de AE. Aunque las diferencias no han sido significativas, el alumnado de conservatorio ha puntuado más alto en AE-rasgo y el de escuela de música, en AE-estado. Estos resultados apoyan parcialmente el argumento de Osborne et al. (2005), según el cual los estudiantes que aspiran a dedicarse de forma profesional a la música tienden a mostrar niveles de ansiedad más bajos. Los estudiantes que acuden a las escuelas de música buscan iniciarse en el aprendizaje musical y

recibir una formación básica de tipo aficionado, sin la intención inicial de convertirse en intérpretes profesionales. Como señalan Papageorgi et al. (2010b), el alumnado de conservatorio está más acostumbrado a ofrecer actuaciones y, por tanto, tiene más opciones de desarrollar estrategias para hacer frente a la AE. Quizá, ante situaciones de evaluación externa, el alumnado de escuela de música no se sienta seguro de sus habilidades musicales y muestre por ello mayores niveles de AE-estado. Por tanto, la tercera hipótesis se confirma parcialmente. No obstante, dado que el

Tabla 4
Efectos totales e indirectos (estandarizados) en función del sexo y rango de edad

	Efecto total				Efecto indirecto	
	MPAI-A-State	SMLQ-Ch	BFNE-S	CSAI-2 RE	MPAI-A-State	SMLQ-Ch
<i>Chicas</i>						
SMLQ-Ch	-.241					
BFNE-S	.525					
CSAI-2 RE	-.563	.197			-.047	
MPAI-A	.664	.058	.178	-.056	.108	-.010
<i>Chicos</i>						
SMLQ-Ch	-.126					
BFNE-S	.419					
CSAI-2 RE	-.434	.127			-.016	
MPAI-A	.550	-.251	.061	.001	.057	
<i>8-9 años</i>						
SMLQ-Ch	-.198					
BFNE-S	.508					
CSAI-2 RE	-.462					
MPAI-A	.616	-.154	.049	.083	.017	
<i>10-12 años</i>						
SMLQ-Ch	-.120					
BFNE-S	.458					
CSAI-2 RE	-.579					
MPAI-A	.617	-.064	.157	-.096	.135	

BFNE-S: miedo evaluación negativa, CSAI-2 RE: autoconfianza; MPAI-A-State: AE-estado, MPAI-A: AE-rasgo; SMLQ-Ch: autoeficacia.

Tabla 5
Índices de ajuste para los modelos de invarianza multigrupo por sexo y rango de edad

Modelo	χ^2	gl	p	$\Delta\chi^2$	p $\Delta\chi^2$	CFI	ΔCFI
<i>Sexo</i>							
Sin restricciones	4.657	4	.324	NE	NE	.997	NE
Pesos estructurales	13.808	11	.244	9.152	.242	.987	.010
Interceptos estructurales	33.245	15	.004	19.43	.001	.917	.070
Medias estructurales	36.863	16	.002	3.618	.057	.905	.012
Covarianzas estructurales	40.041	17	.001	3.180	.075	.895	.010
Residuos estructurales	58.031	21	.000	17.99	.001	.831	.064
<i>Grupo de edad</i>							
Sin restricciones	16.738	6	.010	NE	NE	.952	NE
Pesos estructurales	23.285	13	.038	6.54	.478	.954	.002
Interceptos estructurales	28.315	17	.041	5.03	.284	.949	.005
Medias estructurales	28.592	18	.054	.277	.599	.952	-.003
Covarianzas estructurales	29.013	19	.066	.421	.517	.955	-.003
Residuos estructurales	35.393	23	.048	6.38	.173	.944	.011

NE: no estimable.

número de participantes de conservatorio ha sido inferior al de la escuela de música, estos resultados deben ser tomados con cautela.

Con el segundo objetivo se ha pretendido obtener un modelo explicativo para la AE que integre las variables consideradas y permita profundizar en la comprensión de este fenómeno en edades tempranas. Se presupone que, al contrario de lo que sucede en el caso de músicos adultos, el alumnado de esta edad no ha tenido tiempo para experimentar situaciones suficientemente traumáticas como para generar la aparición del rasgo de personalidad ansiosa. Por tanto, cabe esperar que la exposición a situaciones ansiógenas relacionadas con las actuaciones musicales y las consecuencias negativas que se pueden derivar de ellas contribuyan a la aparición de la AE-rasgo. Cuantas más experiencias de actuación negativas viva el joven músico, mayor será el miedo a la evaluación negativa, lo cual repercutirá en una disminución de su autoconfianza. Con base en este argumento, se ha evaluado un modelo en el que la AE-estado influye sobre la AE-rasgo, de forma directa e indirecta, moderada por la autoconfianza, la autoeficacia musical y el miedo a la evaluación negativa.

De acuerdo con lo hipotetizado, se ha constatado una asociación directa entre la AE estado-rasgo y el miedo a la evaluación negativa, e inversa con la autoconfianza y la autoeficacia, por lo que la cuarta hipótesis se confirma. Estos resultados apoyan los hallazgos

de investigaciones previas (Miller y Chesky, 2004; Nicholson et al., 2015) y evidencian que las variables AE estado-rasgo, autoconfianza, autoeficacia musical y miedo a la evaluación negativa están estrechamente relacionadas: cuanto mayor es el temor a ser evaluado de forma negativa por los demás, menor es la autoconfianza y los niveles de ansiedad aumentan.

En la quinta hipótesis se ha postulado que en edades tempranas (8-12 años), la AE-estado tiene efecto directo sobre las variables AE-rasgo, autoconfianza, autoeficacia y miedo a la evaluación negativa, e indirecto —moderado por las anteriores—, sobre la AE-rasgo. El modelo propuesto presenta buen ajuste en los cuatro grupos por separado: chicas y chicos 8-9 y 10-12 años. Por tanto, queda patente que, a esta edad, los menores están en un momento vulnerable para la aparición de trastornos de ansiedad, y que las experiencias de actuación negativas pueden dañar su autoconfianza y favorecer, en primer lugar, la aparición de la AE-estado, para con posterioridad derivar en AE-rasgo.

Por otro lado, el cambio de signo en la relación entre las variables autoeficacia y AE-rasgo (modelo A) y autoconfianza y AE-rasgo (modelo B), se debe probablemente al reducido tamaño de las muestras con las que trabajan los modelos estructurales, cuando se realizan análisis multigrupo por sexo y edad.

Con este trabajo se ha pretendido cubrir la falta de estudios de las variables analizadas en estudiantes de música de 8-12 años y

aportar información relevante para conocer mejor esta problemática en la infancia y preadolescencia, por lo cual resulta doblemente novedoso.

Los bajos CFI e IFI y porcentaje de VME de la escala de AE-estado, junto con la muestra (técnica de muestreo empleada, menor tasa de participación del alumnado de conservatorio y reducido número de estudiantes de 12 años) y la recogida de datos fuera de un contexto de actuación «real» y exclusivamente mediante pruebas de autoevaluación limitan el alcance de los resultados obtenidos. Sería conveniente que, en futuras investigaciones, las pruebas se administraran antes de actuaciones relevantes para el alumnado (como un examen, concierto o audición) y se complementaran con medidas fisiológicas de la ansiedad o información proveniente de otras fuentes, como las familias y el profesorado.

Se ha constatado que un porcentaje considerable de estudiantes de 8-12 años no desarrolla estrategias de afrontamiento ni dispone de herramientas eficaces para el control de la ansiedad. Por tanto, es necesario seguir investigando para mejorar la enseñanza y el aprendizaje musical mediante la implementación de programas de prevención de la AE o la introducción de asignaturas que proporcionen estrategias que refuercen la autoconfianza del alumnado y contribuyan a reducir la AE en edades tempranas.

Conflicto de intereses

Ninguno.

Referencias

- Arruza, J. A., González, O., Palacios, M. E., Arribas, S., y Cecchini, J. A. (2012). Validación del Competitive State Anxiety Inventory 2 Reducido (CSAI-2 RE) mediante una aplicación web. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y del Deporte*, 12(47), 539–556 [consultado 29 Sep 2016]. Disponible en: <http://cdeporte.rediris.es/revista/revista47/artvalidacion300.pdf>.
- Ballester, J. (2015). *Un estudio de la ansiedad escénica en los conservatorios de la Región de Murcia [Tesis doctoral]*. Murcia (España): Universidad de Murcia [consultado 15 Nov 2018]. Disponible en: <http://hdl.handle.net/10803/307540>.
- Barlow, D. H. (2000). Unraveling the mysteries of anxiety and its disorders from the perspective of emotion theory. *American Psychologist*, 55(11), 1247–1263. <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.55.11.1247>
- Boucher, H., y Ryan, C. A. (2011). Performance stress and the very young musician. *Journal of Research in Music Education*, 58(4), 329–345. <http://dx.doi.org/10.1177/0022429410386965>
- Braden, A. M., Osborne, M. S., y Wilson, S. J. (2015). Psychological intervention reduces self-reported performance anxiety in high school music students. *Frontiers in Psychology*, 6(195), 1–9. <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00195>
- Brodsky, W. (1996). Music performance anxiety reconceptualized: A critique of current research practices and findings. *Medical Problems of Performing Artists*, 11(3), 88–98.
- Carleton, R. N., Collimore, K. C., McCabe, R. E., y Antony, M. M. (2011). Addressing revisions to the Brief Fear of Negative Evaluation scale: Measuring fear of negative evaluation across anxiety and mood disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 25(6), 822–828. <http://dx.doi.org/10.1016/j.janxdis.2011.04.002>
- Casanova, O., Zarza, F. J., y Orejudo, S. (2018). Differences in performance anxiety levels among advanced conservatory students in Spain, according to type of instrument and academic year of enrolment. *Music Education Research*, 20(3), 377–389. <http://dx.doi.org/10.1080/14613808.2018.1433145>
- Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Dalia, G. (2002). *Cómo superar la ansiedad escénica en músicos*. Madrid: IdeaMúsica.
- Dobos, B., Piko, B. F., y Kenny, D. T. (2018). Music performance anxiety and its relationship with social phobia and dimensions of perfectionism. *Research Studies in Music Education*, <http://dx.doi.org/10.1177/1321103X18804295>
- Gill, A., Murphy, F., y Rickard, N. S. (2006). A preliminary examination of the roles of perceived control, cortisol and perceptions of anxiety in music performance. *Australian Journal of Music Education*, 1, 32–47.
- González, A., Blanco-Piñeiro, P., y Díaz-Pereira, M. P. (2018). Music performance anxiety: Exploring structural relations with self-efficacy, boost, and self-rated performance. *Psychology of Music*, 46(6), 831–847. <http://dx.doi.org/10.1177/0305735617727822>
- Hambleton, R. K., y Patsula, L. (1999). Increasing the validity of adapted tests: Myths to be avoided and guidelines for improving test adaptation practices. *Journal of Applied Testing Technology*, 1(1), 1–30.
- Herrera, L., Jorge, G., y Lorenzo, O. (2015). Ansiedad escénica musical en alumnos de flauta travesera de conservatorio. *Revista Mexicana de Psicología*, 32(2), 169–181.
- Hu, L. T., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55.
- Iusca, D., y Dafinoiu, I. (2012). Performance anxiety and musical level of undergraduate students in exam situations: The role of gender and musical instrument. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 33, 448–452.
- Kenny, D. T. (2011). *The psychology of music performance anxiety*. Nueva York: Oxford University Press.
- Kenny, D. T., y Ackermann, B. (2015). Performance related musculoskeletal pain, depression, and music performance anxiety in professional orchestral musicians: A population study. *Psychology of Music*, 43(1), 43–60.
- Martens, R., Burton, D., Vealey, R. S., Bump, L. A., y Smith, D. E. (1990). *Competitive State Anxiety Inventory-2*. En R. Martens, R. Vealey, y D. Burton (Eds.), *Competitive anxiety in sport*. (pp. 117–190). Champaign, IL: Human Kinetics Books.
- Miller, S. R., y Chesky, K. (2004). The multidimensional anxiety theory: An assessment of and relationships between intensity and directions of cognitive anxiety, somatic anxiety, and self-confidence over multiple performance requirements among college music majors. *Medical Problems of Performing Artists*, 19(1), 12–20.
- Muñiz, J., Elosua, P., y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157. <http://dx.doi.org/10.7334/Psicothema2013.24>
- Nicholson, D. R., Cody, M. W., y Beck, J. G. (2015). Anxiety in musicians: On and off stage. *Psychology of Music*, 43(3), 438–449. <http://dx.doi.org/10.1177/0305735614540018>
- Orejudo, S., Zarza-Alzugaray, J., Casanova, O., Rodríguez-Ledo, C., y Mazas, B. (2017). The relation of music performance anxiety (MPA) to optimism, self-efficacy, and sensitivity to reward and punishment: Testing Barlow's theory of personal vulnerability on a sample of Spanish music students. *Psychology of Music*, 45(4), 570–583. <http://dx.doi.org/10.1177/0305735612463950>
- Osborne, M. S., y Kenny, D. T. (2005). Development and validation of a music performance anxiety inventory for gifted adolescent musicians. *Journal of Anxiety Disorders*, 19(7), 725–751.
- Osborne, M. S., y Kenny, D. T. (2008). The role of sensitizing experiences in music performance anxiety in adolescent musicians. *Psychology of Music*, 36(4), 447–462. <http://dx.doi.org/10.1177/0305735607086051>
- Osborne, M. S., Kenny, D. T., y Holsomback, R. (2005). Assessment of music performance anxiety-inventory in late childhood: A validation study of the Music Performance Anxiety Inventory for Adolescents (MPAI-A). *International Journal of Stress Management*, 12(4), 312–330.
- Papageorgi, I., Creech, A., y Welch, G. (2013). Perceived performance anxiety in advanced musicians specializing in different musical genres. *Psychology of Music*, 41(1), 18–41. <http://dx.doi.org/10.1177/0305735611408995>
- Papageorgi, I., Haddon, E., Creech, A., Morton, F., De Bezenac, C., Himonides, E., Welch, G. (2010a). Institutional culture and learning I: Perceptions of the learning environment and musicians' attitudes to learning. *Music Education Research*, 12(2), 151–178. <http://dx.doi.org/10.1080/14613801003746550>
- Papageorgi, I., Haddon, E., Creech, A., Morton, F., De Bezenac, C., Himonides, E., Welch, G. (2010b). Institutional culture and learning II: Inter-relationships between perceptions of the learning environment and undergraduate musicians' attitudes to performance. *Music Education Research*, 12(4), 427–446. <http://dx.doi.org/10.1080/14613808.2010.520432>
- Papageorgi, I., Hallam, S., y Welch, G. (2007). A conceptual framework for understanding musical performance anxiety. *Research Studies in Music Education*, 28(1), 83–107. <http://dx.doi.org/10.1177/1321103X070280010207>
- Patston, T., y Osborne, M. S. (2016). The developmental features of music performance anxiety and perfectionism in school age music students. *Performance Enhancement and Health*, 4(1), 42–49. <http://dx.doi.org/10.1177/0305735611408995>
- Ritchie, L., y Williamon, A. (2011). Primary school children's self-efficacy for music learning. *Journal of Research in Music Education*, 59(2), 146–161. <http://dx.doi.org/10.1177/0022429411405214>
- Ritchie, L., y Williamon, A. (2012). Self-efficacy as a predictor of musical performance quality. *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*, 6(4), 334–340. <http://dx.doi.org/10.1037/a0029619>
- Rosenthal, R. (1994). Parametric measures of effect size. En H. Cooper y L. V. Hedges (Eds.), *The handbook of research synthesis* (pp. 231–244). Nueva York, NY, US: Russell Sage Foundation.
- Ryan, C. A. (2004). Gender differences in children's experience of musical performance anxiety. *Psychology of Music*, 32(1), 89–103. <http://dx.doi.org/10.1177/0305735604039284>
- Thomas, J. P., y Nettelbeck, T. (2014). Performance anxiety in adolescent musicians. *Psychology of Music*, 42(4), 624–634. <http://dx.doi.org/10.1177/0305735613485151>
- Valiente, R. M., Sandín, B., y Chorot, P. (2003). *Miedos en la infancia y la adolescencia*. Madrid: UNED.
- Wang, J. C. (2001). A study of performance anxiety in talented music students. *Bulletin for Research in Elementary Education*, 7, 1–67.
- Wilson, G. D. (2002). *Psychology for performing artists* (2nd ed.). Londres: Whurr.
- Zarza-Alzugaray, F. J., Casanova-López, O., y Orejudo-Hernández, S. (2016). Estudios de música en los conservatorios superiores y ansiedad escénica en España. *Revista Electrónica Complutense de Investigación Musical*, 13, 50–63. <http://dx.doi.org/10.5209/RECIEM.49442>
- Zarza-Alzugaray, F. J., Orejudo, S., Casanova, O., y Aparicio-Moreno, L. (2018). Music performance anxiety in adolescence and early adulthood: Its relation with the age of onset in musical training. *Psychology of Music*, 46(1), 18–32. <http://dx.doi.org/10.1177/0305735617691592>