

REVISTA MEXICANA DE PSICOLOGÍA
ÓRGANO DE COMUNICACIÓN CIENTÍFICA DE LA
SOCIEDAD MEXICANA DE PSICOLOGÍA A.C.
AFILIADA A LA UNIÓN INTERNACIONAL DE PSICOLOGÍA CIENTÍFICA (IUPsyS)

EDITORA GENERAL
Laura Hernández-Guzmán, Ph. D.
Univerisdad Nacional Autónoma de México

EDITORES ASOCIADOS

Rudolph Moos, Ph. D.
Stanford University, Estados Unidos

Dr. Miguel Kazén
Universität Osnabrück, Alemania

Dr. Gualberto Buela Casal
Universidad de Granada, España

Víctor Corral Verdugo, Ph. D.
Universidad de Sonora, México

Thomas Ollendick, Ph. D.
Virginia Polytechnic Institute and State University

Dra. Feggy Ostrosky Shejet
Universidad Nacional Autónoma de México

Dr. Pablo Vera Villarroel
Universidad de Santiago de Chile, Chile

Dr. Francisco Javier Labrador
Universidad Complutense de Madrid, España

Dra. Cristina Botella Arbona
Universidad Jaume I., España

Julita Elemí Hernández Sánchez, Ph. D.
Universidad Autónoma Juárez de Tabasco, México

Dra. Sara Eugenia Cruz Morales
Universidad Nacional Autónoma de México,
México

Dr. Wenceslao Peñate Castro
Universidad de la Laguna, España

Christine Maguth Nezu, Ph. D.
Drexel University, Estados Unidos

Dra. María Montero y López Lena
Universidad Nacional Autónoma de México,
México

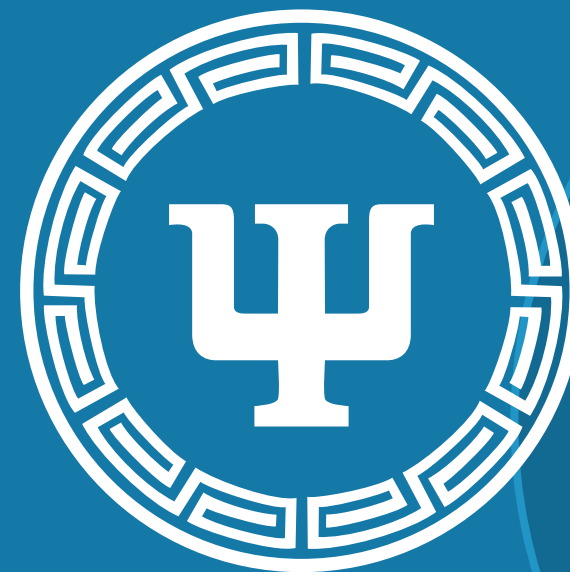
Dra. María del Pilar Sánchez López
Universidad Complutense de Madrid, España

Dra. Martha Leticia Guevara-Sanginés
Universidad de Guanajuato, México

Dra. María Georgina Cárdenas López
Universidad Nacional Autónoma de México,
México

Editor Fundador: Juan Lafarga Corona, México

REVISTA MEXICANA DE PSICOLOGÍA VOL. 31 NÚMERO 2 JULIO-DICIEMBRE 2014



REVISTA MEXICANA DE
PSICOLOGÍA

Editora General
Laura Hernández-Guzmán, Ph. D.

VOL. 31 NÚMERO 2

JULIO-DICIEMBRE 2014

Publicada por la Sociedad Mexicana de Psicología A.C. y por el
Colegio Mexicano de Profesionistas de la Psicología A.C.



CONTENIDO

MEMORIA VERBAL Y ESTRATEGIAS
DE RECUPERACIÓN EN NIÑOS
CON TRASTORNO POR DÉFICIT
DE ATENCIÓN E HIPERACTIVIDAD
Josefina Rubiales, Liliana Bakker, Daiana Russo
y Rocío González 79

LA TEORÍA DE LA INTERACCIÓN
DE SISTEMAS DE LA PERSONALIDAD (PSI)
Julius Kuhl, Miguel Kazén y Markus Quirin 90

UNA PROPUESTA METODOLÓGICA
PARA EL ANÁLISIS EXPERIMENTAL
DEL APRENDIZAJE COMPRESIVO
Emilio Ribes Iniesta, Carlos Ibáñez Bernal
y Ricardo Pérez-Almonacid 100

META-ANÁLISIS DE LA REINCIDENCIA
CRIMINAL EN MENORES: ESTUDIO
DE LA INVESTIGACIÓN ESPAÑOLA
Elena Ortega Campos, Juan García García
y Martha Frías Armenta 111

CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN
DE LA ESCALA DE PERCEPCIÓN
DEL SISTEMA NORMATIVO
Maite Beramendi y Elena Zubieta 124

ESTILO LINGÜÍSTICO EN EL PROCESO
ELECTORAL DE MÉXICO: ANÁLISIS
DEL LANGUAGE STYLE MATCHING
María Jesús Carrera-Fernández, Joan Guàrdia-Olmos
y Maribel Perú-Cebollero 138

VARIABLES AFECTIVO-MOTIVACIONALES
Y RENDIMIENTO EN MATEMÁTICAS:
UN ANÁLISIS BIDIRECCIONAL
Marisol Cueli, Paloma González-Castro, Luis Álvarez,
Trinidad García y Julio Antonio González-Pienda 153

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN
EN ESPAÑOL DEL PERCEPTIONS OF TEACHER'S
EMPHASIS ON GOALS QUESTIONNAIRE
Francisco Ruiz-Juan 164

VALIDACIÓN PRELIMINAR DE LA ESCALA
DE INTENSIDAD DE APOYOS SIS EN CHILE
Vanessa Vega Córdova, Cristina Jenaro Río,
Noelia Flores Robaina y Maribel Cruz Ortiz 178

DIMENSIONES ESTRUCTURALES
Y FUNCIONALES DEL APOYO SOCIAL
Y SALUD EN PERSONAS MAYORES
EN CHILE
Lorena P. Gallardo Peralta, Ana Barrón López de Roda,
Esteban Sánchez Moreno y Andrés Arias Astray 187

VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN MEXICANA
DEL CSAI-2R EN SUS ESCALAS
DE INTENSIDAD Y DIRECCIÓN
Heriberto Antonio Pineda-Espejel, Jeanette López-Walle
e Inés Tomás 198

MEXICAN JOURNAL OF PSYCHOLOGY

Volume 31

• Number 2

• July 2014

• ISSN 0185-6073

CONTENTS

VERBAL MEMORY AND RETRIEVAL STRATEGIES IN CHILDREN WITH ATTENTION DEFICIT HYPERACTIVITY DISORDER
Josefina Rubiales, Liliana Bakker, Daiana Russo and Rocío González 79

THE THEORY OF PERSONALITY SYSTEMS INTERACTIONS (PSI)
Julius Kuhl, Miguel Kazén and Markus Quirin 90

A METHODOLOGICAL PROPOSAL FOR THE EXPERIMENTAL ANALYSIS OF COMPREHENSIVE LEARNING
Emilio Ribes Iniesta, Carlos Ibáñez Bernal and Ricardo Pérez-Almonacid 100

META-ANALYSIS OF JUVENILE CRIMINAL RECIDIVISM: STUDY OF SPANISH RESEARCH
Elena Ortega Campos, Juan García García and Martha Frías Armenta 111

CONSTRUCTION AND VALIDATION OF THE NORMATIVE SYSTEM SCALE PERCEPTION
Maite Beramendi and Elena Zubieta 124

LINGUISTIC STYLE IN THE MEXICAN ELECTORAL PROCESS: LANGUAGE STYLE MATCHING ANALYSIS
María Jesús Carrera-Fernández, Joan Guàrdia-Olmos and Maribel Perú-Cebollero 138

AFFECTIVE-MOTIVATIONAL VARIABLES AND PERFORMANCE IN MATHEMATICS: A BIDIRECTIONAL ANALYSIS
Marisol Cueli, Paloma González-Castro, Luis Álvarez, Trinidad García and Julio Antonio González-Pienda 153

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SPANISH VERSION OF THE PERCEPTIONS OF TEACHER'S EMPHASIS ON GOALS QUESTIONNAIRE
Francisco Ruiz-Juan 164

PRELIMINARY VALIDATION OF THE SUPPORTS INTENSITY SCALE SIS IN CHILE
Vanessa Vega Córdova, Cristina Jenaro Río, Noelia Flores Robaina and Maribel Cruz Ortiz 178

STRUCTURAL AND FUNCTIONAL DIMENSIONS OF SOCIAL SUPPORT AND HEALTH AMONG ELDERLY PEOPLE IN CHILE
Lorena P. Gallardo Peralta, Ana Barrón López de Roda, Estebán Sánchez Moreno and Andrés Arias Astray 187

VALIDATION OF THE MEXICAN VERSION OF THE CSAI-2R WITH BOTH INTENSITY AND DIRECTION SCALES
Heriberto Antonio Pineda-Espejel, Jeanette López-Walle and Inés Tomás 198

VALIDACIÓN DE LA VERSIÓN MEXICANA DEL CSAI-2R EN SUS ESCALAS DE INTENSIDAD Y DIRECCIÓN*

VALIDATION OF THE MEXICAN VERSION OF THE CSAI-2R WITH BOTH INTENSITY AND DIRECTION SCALES

HERIBERTO ANTONIO PINEDA-ESPEJEL** Y JEANETTE LÓPEZ-WALLE
Universidad Autónoma de Nuevo León, Facultad de Organización Deportiva (México)

INÉS TOMÁS
Universitat de València (España)

Citación: Pineda-Espejel, H. A., López-Walle, J., & Tomás, I. (2014). Validación de la versión mexicana del CSAI-2R en sus escalas de intensidad y dirección. *Revista Mexicana de Psicología*, 31(2), 198-212.

Resumen: Dentro de la teoría multidimensional de la ansiedad se ha desarrollado el Inventario de Ansiedad Estado Competitiva-2Revisado (CSAI-2R) para evaluar la ansiedad somática, ansiedad cognitiva y autoconfianza en el deporte. El propósito del presente estudio fue evaluar el modelo de medida trifactorial del CSAI-2R en sus escalas de intensidad y de dirección adaptadas al contexto mexicano, examinando su fiabilidad e invarianza factorial a través del género. Respondieron dichos instrumentos 454 deportistas universitarios ($M = 21.15$ años de edad; $DE = 2.02$). Los resultados ofrecieron apoyo al modelo de tres factores para la escala de intensidad, y confirmaron su invarianza total en función del género. Para la escala de dirección resultó más adecuado un modelo de dos factores, y se confirmó su invarianza parcial en función del género. En conclusión, el CSAI-2R con ambas escalas de intensidad y dirección adaptadas al contexto mexicano puede ser utilizado para evaluar la ansiedad precompetitiva.

Palabras clave: invariante, competencia, emoción, malestar, interpretación.

Abstract: Within the multidimensional theory of anxiety the Revised Competitive State Anxiety Inventory-2 has been developed to assess somatic anxiety, cognitive anxiety and self-confidence in sport. This study aimed to evaluate the three-factor model of the CSAI-2R intensity and direction scales adapted to the Mexican context, examining its reliability and factorial invariance across gender. 454 college athletes ($M = 21.15$ years, $SD = 2.02$) answered the instruments. Results supported the three-factor model for the intensity scale, and confirmed its total invariance across gender. A two-factor model was most adequate for the direction scale, and partial invariance across gender was confirmed. In conclusion, this adaptation of the CSAI-2R in both direction and intensity scales can be used to assess precompetitive anxiety.

Keywords: invariant, competition, emotion, ill-being, interpretation.

Algunas variables pueden afectar el rendimiento deportivo durante la competición. Por ello, la ansiedad representa

una de las más estudiadas en la psicología del deporte (Woodman y Hardy, 2001).

* Este estudio ha sido parcialmente subvencionado por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT-81333 y 103983), por el Programa para el Mejoramiento del Profesorado (PROMEP/103.5/12/2103, UANL-CA-306) y por el Programa Integral de Fortalecimiento Institucional (PIFI). Agradecemos a la Universitat de València, especialmente a la Unidad de Investigación de Psicología del Deporte que dirige la Dra. Isabel Balaguer, quien es responsable del proyecto de donde se soporta este artículo; y al Instituto Universitario de Investigación en Psicología de los Recursos Humanos, del Desarrollo Organizacional y de la Calidad de Vida Laboral (IDOCAL) de la Universitat de Valencia, dirigido por el Dr. José María Peiró, por las facilidades prestadas para la estancia y el análisis de los datos de esta investigación.

** Dirigir correspondencia a: Heriberto Antonio Pineda-Espejel, Ciudad Universitaria, C. P. 66551, San Nicolás de los Garza, Nuevo León, México. Correo electrónico: Bondarenko2@hotmail.com

Según Spielberger (1966), la ansiedad, como todas las emociones, posee un componente rasgo y uno de estado. Siguiendo al mismo autor, el componente rasgo se refiere a la predisposición de percibir ciertas situaciones como amenazantes y responder a ellas con niveles variados de ansiedad estado; mientras que el segundo componente es un estado emocional inmediato o existente caracterizado por sentimientos subjetivos, conscientemente percibidos, de aprehensión y tensión asociados a la elevación de la actividad del sistema nervioso.

Desde el componente estado, cuando el motivo o la situación específica que genera la ansiedad es la competición deportiva, se habla de “ansiedad estado competitiva” (Martens, 1977). Al respecto, la que sucede antes o en anticipación a la competición se conoce como “ansiedad precompetitiva” (Cox, 2009). Aragón (2006) compartió que ésta ocurre durante las 24 horas anteriores a una competencia.

A partir de la teoría multidimensional de la ansiedad estado competitiva (Martens, Burton, Vealey, Bump, y Smith, 1990), la ansiedad se considera multidimensional en el sentido que tiene un componente somático, un cognitivo (como lo sugirieron autores como Liebert y Morris, 1967), e integra un componente mediador en el proceso denominado autoconfianza. El primero constituye el componente fisiológico y emocional de la ansiedad que se deriva directamente de la activación del organismo. Por su parte, el componente cognitivo refiere al componente mental de la ansiedad causado por expectativas negativas o escasa confianza en uno mismo y en sus capacidades. El tercer componente alude a la creencia individual de tener la capacidad para controlar el ambiente y a sí mismo (Woodman y Hardy, 2001), de tal forma que no es una medida directa de ansiedad, pero su ausencia puede conllevar a que el deportista experimente ansiedad cognitiva (Martens, Vealey et al., 1990), pues las dudas crean ansiedad, de modo que se focalizan en sus errores más que en sus fortalezas (Weinberg y Gould, 2010).

La importancia del estudio de la ansiedad precompetitiva se vincula con la evidencia de diversas aproximaciones teóricas de ansiedad-resultado que sostienen que los niveles de ansiedad pueden afectar las cogniciones y con ello los resultados en competencia (e.g. teoría de la catástrofe [Hardy, 1990]; teoría multidimensional de la ansiedad estado competitiva [Martens et al., 1990a]). De manera que el conocimiento de la ansiedad precompetitiva puede ser beneficioso para el rendimiento y desarrollo de los deportistas, y por ello el interés en su estudio.

Un instrumento frecuentemente utilizado para medir la ansiedad precompetitiva es el CSAI-2 (Martens, Vealey et

al., 1990) diseñado para evaluar un modelo multidimensional de ansiedad que resulta trifactorial pues comprende los componentes somático, cognitivo y de autoconfianza; no obstante, su análisis de validez únicamente se apoyó del análisis factorial exploratorio (AFE). Por ello, Cox, Martens y Rusell (2003) examinaron dicho inventario con el empleo del análisis factorial confirmatorio, el cual reduce el error de medida con respecto del AFE. Estos autores expusieron mejores índices de ajuste para una estructura trifactorial reducida a 17 reactivos, en comparación con la versión original de 27. De modo que decidieron eliminar 10 reactivos dando lugar al Revised Competitive State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2R).

De esta última versión del inventario hay evidencia empírica que constata su estructura trifactorial por medio de análisis factorial confirmatorio, y sugiere adecuadas propiedades psicométricas del instrumento en su versión original en inglés (Terry, Lane, y Shepherdson, 2005) y en sus adaptaciones culturales a otros contextos idiomáticos como el sueco (Lundqvist y Hassmén, 2005), español (Andrade, Lois, y Arce, 2007), estonio (Raudsepp y Kais, 2008), tailandés (Pan-Uthai y Vongjaturapat, 2009), malayo (Hashim y Zulkifli, 2010), francés (Martinent, Ferrand, Guillet, y Gauthaur, 2010) e italiano (Martinengo, Bobbio, y Marino, 2012), mostrando adecuada fiabilidad y buenos índices de ajuste, aunque en algunos de ellos se eliminaron uno o varios reactivos para conseguir un ajuste adecuado. En particular, en el contexto mexicano López-Walle, Ramírez, Tristán, Pérez y Ceballos (2011) evaluaron una versión del instrumento compuesto por 18 reactivos dando de igual manera valores de fiabilidad adecuados y buenos índices de ajuste.

A pesar de ello, investigadores como Andrade et al. (2007) y Raudsepp y Kais (2008) animaron a continuar examinando las propiedades psicométricas del CSAI-2R para generalizar la utilidad del inventario, puesto que se han manifestado debilidades del instrumento, como por ejemplo, que algunos reactivos de los factores, somático y cognitivo, saturaron significativamente en factores diferentes.

Otro aporte teórico a la ansiedad es determinar cómo los deportistas perciben los síntomas de ansiedad precompetitiva. En este sentido, Jones (1995) sugirió que la sola medición de la intensidad de los síntomas de la ansiedad era limitada. Por ello propuso evaluar, en adición, la dirección de la ansiedad. De tal modo que la ansiedad precompetitiva también es multidimensional en el sentido que se diferencia entre intensidad y dirección (Jones, 1991; Jones y Hanton, 2001; Jones, Swain, y Hardy, 1993). La intensidad alude al nivel experimentado de los síntomas

de ansiedad. Mientras que la dirección refiere a la medida en la que los individuos interpretan la intensidad de los síntomas asociados con la ansiedad precompetitiva, ya sea para facilitar o debilitar sus resultados (Jones, 1995); esto es, cómo el deportista percibe los síntomas fisiológicos y cognitivos en una situación particular sobre un continuo debilitador-facilitador del rendimiento.

Para su evaluación, Swain y Jones (1993) modificaron en un inicio el CSAI-2 incluyendo la escala de dirección, de la cual pocos estudios han probado su validez. Al respecto sólo se hallan datos de fiabilidad (Jones y Hanton, 2001), arrojando coeficientes alfa de Cronbach por encima de .70 para los tres factores (ansiedad cognitiva, somática y autoconfianza).

También ha sido propuesta la versión revisada del CSAI-2R con escala de dirección (Jones y Hanton, 2001), sin embargo, pocos estudios han puesto de manifiesto su validez. Ejemplo de ello es el trabajo de Martinent et al. (2010) que encontró adecuada fiabilidad de las subescalas ($\alpha > .76$) y buenos índices de ajuste, sugiriendo eliminar uno de los reactivos del factor ansiedad somática, y no incluir el factor de autoconfianza puesto que puede medir el mismo concepto que la intensidad de autoconfianza, quedando así un modelo bifactorial de dirección de ansiedad.

Aunado a lo antes expuesto, en la evaluación multidimensional de la ansiedad Martens, Vealey y Burton (1990) señalaron que las mujeres informan alta ansiedad cognitiva y menos autoconfianza que los hombres. Estudios posteriores han apoyado la existencia de estas diferencias en la intensidad de los síntomas de ansiedad y autoconfianza con respecto del género (e.g. Jones, Swain, y Cale, 1991; Taberner y Márquez, 1994), y en la dirección de los mismos (e.g. Perry y Williams, 1998). No obstante, antes de efectuar análisis diferenciales es necesario comprobar la equivalencia métrica del instrumento mediante análisis de invarianza factorial, pues una vez confirmada se obtiene evidencia de que los reactivos no presentan funcionamiento diferencial a través de los grupos comparados (hombres y mujeres), y que por lo tanto se pueden comparar los valores observados en las escalas (Meredith, 1993). De manera que son fuentes adicionales de evidencia de validez de un instrumento de medida.

Con base en lo anterior, y a pesar de las adaptaciones culturales de la escala que mide la intensidad de la ansiedad, los resultados de dichos trabajos indican de manera clara que se necesitan más estudios de validación del CSAI-2R para confirmar la estructura de factores teóricos o empíricos derivados, esto con muestras independientes. Pero más aún: hacen falta análisis psicométricos de la escala que

evalúa la dirección de los síntomas de ansiedad, dado que algunos estudios la han utilizado, pero pocos han demostrado sus propiedades psicométricas.

Así, a fin de mejorar el conocimiento y la evaluación de la ansiedad precompetitiva, y teniendo en cuenta los beneficios potenciales que la utilización del CSAI-2R puede tener en la comprensión de los estados afectivos de los deportistas, es que el propósito del presente estudio fue evaluar el modelo de medida trifactorial del CSAI-2R en sus escalas de intensidad y de dirección adaptadas al contexto mexicano, examinando su fiabilidad e invarianza factorial a través del género. De esta forma se puede contar con un inventario que mide la intensidad de los síntomas de ansiedad somática, ansiedad cognitiva y autoconfianza, y a su vez, la dirección de esos síntomas, los cuales pueden ser interpretados como facilitadores o debilitadores del rendimiento.

En línea con ello, este estudio viene a proporcionar evidencia empírica sobre la estructura factorial de las escalas en sus adaptaciones al contexto mexicano.

MÉTODO

Participantes

Mediante muestreo intencional, un total de 454 deportistas universitarios de ambos sexos (301 hombres y 153 mujeres), con un rango de edad de entre 17 y 27 años ($M = 21.15$; $DE = 2.02$), participaron de manera voluntaria en este estudio. Todos ellos competidores en la Universiada Nacional 2012 en diferentes modalidades deportivas (e. g. atletismo, baloncesto, balonmano, fútbol soccer, gimnasia aeróbica, judo, karate, tenis de mesa). Su nivel de competición era nacional.

Para los fines de este estudio, la muestra total se dividió de manera aleatoria en dos submuestras. La muestra 1, que sirvió para llevar a cabo el análisis factorial exploratorio (Estudio 1), se compuso de 222 deportistas (147 hombres y 75 mujeres) con una edad promedio de 21.11 años ($DE = 1.98$). La muestra 2, que sirvió para llevar a cabo el análisis factorial confirmatorio (Estudio 2), se compuso de 232 deportistas (154 hombres y 78 mujeres) con una edad promedio de 21.08 años ($DE = 2.03$). Todas las modalidades deportivas fueron representadas de forma proporcional en ambas submuestras.

Finalmente, para llevar a cabo el estudio de invarianza factorial a través del género (Estudio 3), se utilizó la muestra total de 454 deportistas.

Instrumentos

El Revised Competitive State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2R; Cox et al., 2003) se tomó como base para desarrollar la versión mexicana del instrumento, apoyándose también en la versión traducida al español por Andrade et al. (2007). El inventario consta de 17 reactivos distribuidos en tres factores: ansiedad somática con 7 reactivos (e.g. “Estoy muy inquieto”), ansiedad cognitiva con 5 reactivos (e.g. “Me preocupa perder”) y autoconfianza con 5 reactivos (e.g. “Tengo confianza de hacerlo bien”). Cada reactivo responde a la pregunta introductoria “¿Cómo te sientes ahora justo antes de la competencia?”, y para medir la intensidad de dichos factores las respuestas se recogen en una escala tipo Likert de cuatro puntos, que oscila desde 1 (“nada”) a 4 (“mucho”).

La escala de dirección desarrollada por Jones y Swain (1992), incluida para los reactivos de ansiedad cognitiva, ansiedad somática y autoconfianza del CSAI-2R, sirvió como base para desarrollar la correspondiente escala de dirección adaptada al contexto mexicano. En esta escala el deportista indica en qué medida la experiencia de intensidad del reactivo al que ha respondido previamente para cada síntoma es interpretada como facilitadora (*favorece*) o debilitadora (*perjudica*) para su rendimiento deportivo, en una escala de -3, “muy perjudicial”, a +3, “muy facilitadora”, donde 0 es indiferente. Por ejemplo, si al reactivo “estoy muy inquieto” se contestó con una experiencia de intensidad como “mucho”, después en la escala de dirección responderá que tanto el contestar “mucho” perjudicará (puntaje negativo) o beneficiará (puntaje positivo) a su rendimiento.

Procedimiento

La versión mexicana del CSAI-2R con escalas de intensidad y de dirección se elaboró a partir de la versión inglesa utilizando el procedimiento de traducción inversa o *backtranslation* (Hambleton, 1996). En primer lugar se tradujeron los reactivos e instrucciones del inglés al español hablado en México, y posteriormente un grupo de traductores volvió a traducirlos al inglés para observar la coincidencia con la versión original. A continuación, se sometió la batería de reactivos a una evaluación por parte de tres expertos en la temática, estimando la correcta redacción de los mismos, y se escribieron las instrucciones y el formato de cada escala conforme a las versiones originales. En este punto del proceso, los expertos tuvieron la ocasión de comparar la versión española del CSAI-2R con la versión adaptada al

contexto mexicano, de manera que se introdujeron cambios menores que afectaron solamente a la forma, y nunca al contenido lingüístico. Previo a la obtención de la versión definitiva del CSAI-2R adaptado al contexto mexicano, se realizó una prueba piloto con una muestra de 20 deportistas universitarios, con el fin de observar la comprensión de la totalidad de los reactivos e instrucciones.

En una primera aplicación, el cuestionario se confeccionó con el listado de los 17 reactivos seguido de las dos escalas de respuesta (intensidad y dirección); sin embargo, mostró confusión al momento de su contestación, por lo que se optó por separar las escalas de intensidad y dirección cada una con los 17 reactivos, sus instrucciones de contestación y opciones de respuesta de acuerdo con las versiones originales.

Posteriormente se contactó con el Consejo Nacional del Deporte de la Educación (CONDDDE) y el Comité Organizador de la Universiada Nacional 2012 que apoyaron y facilitaron la realización del proyecto. Una vez aprobado el proyecto, los primeros contactos personales se hicieron con los entrenadores de los deportistas y equipos.

Siguiendo los hallazgos de Martens, Vealey et al. (1990), Wiggins (1998), Kais y Raudsepp (2005), y Cox (2009), se dispuso la aplicación de los cuestionarios dentro de las 24 horas previas a su competición ($M = 14.24$ horas; $DE = 6.28$) en las habitaciones donde se hospedaron los deportistas y en las instalaciones del área del comedor, de modo que respondieran en un ambiente calmado y tranquilo. La administración de los cuestionarios se llevó a cabo bajo la supervisión de un grupo de encuestadores capacitados con el fin de mencionar la forma de cumplimentar los instrumentos y responder a las dudas que pudieran surgir.

Análisis de los datos

Para analizar los instrumentos se llevó a cabo una validación cruzada. De este modo, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con la muestra 1. Posteriormente, con la muestra 2 se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC). En adición, un análisis de invarianza respecto del género se efectuó con la muestra total.

Los AFE se llevaron a cabo con el programa SPSS versión 19 mediante el método de extracción de ejes principales, y utilizando para la retención de factores tanto la estrategia de *eigenvalue* mayor a 1 ($EV > 1$), como el análisis del gráfico de sedimentación. Respecto de la rotación, según las recomendaciones actuales (e.g. Henson y Roberts, 2006; Sass y Schmitt, 2010), se optó por utilizar un criterio de rotación oblicua (Promax, $kappa = 4$). Estos estudios in-

dican que en casi todos los campos de las ciencias sociales, cualquier factor o constructo está hasta cierto punto relacionado con otro/s factor/es, por tanto obligar arbitrariamente a que los componentes sean ortogonales puede distorsionar los resultados. Incluso si las dimensiones o subfactores del constructo no están correlacionadas, tales patrones deben surgir de forma natural, y no ser forzados por el investigador, de tal manera que la rotación oblicua aparece como opción recomendada.

El análisis factorial confirmatorio de las escalas se realizó con el programa LISREL 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2006). Atendiendo a la naturaleza ordinal de las variables, se utilizaron como *input* las matrices de correlaciones policóricas y de covarianzas asintóticas. En adición, y teniendo en cuenta el tamaño muestral, el método de estimación empleado fue el método Robusto de Máxima Verosimilitud (Bentler, 1995).

Los criterios utilizados para evaluar el ajuste de los modelos fueron, además del chi-cuadrado (χ^2), el índice de ajuste no normativo (NNFI), el índice de ajuste comparativo (CFI), y la raíz del promedio del error de aproximación (RMSEA). En el caso del NNFI y CFI se consideran valores aceptables por encima de .90 (Hu y Bentler, 1995). Para la RMSEA, se consideran aceptables valores inferiores a .10 (satisfactorio igual o inferior a .08).

Para evaluar la diferencia de ajuste entre modelos anidados, se evaluaron las diferencias prácticas (o índices de bondad de ajuste incrementales). Diferentes criterios han sido propuestos para evaluar las diferencias prácticas en el ajuste de modelos alternativos. Por ejemplo, se ha sugerido que diferencias iguales o inferiores a .01 entre valores de NNFI (NNFI; Widaman, 1985) y entre valores de CFI

(DCFI; Cheung y Rensvold, 2002), indican diferencias prácticas irrelevantes entre los modelos comparados. Por su parte, Chen (2007) sugirió que incrementos en el valor de RMSEA inferiores a .015 entre modelos alternativos, indican diferencias irrelevantes, y que por lo tanto se puede optar por el modelo más parsimonioso.

El análisis de equivalencia métrica se realizó por medio de análisis factorial confirmatorio multimuestra en el programa LISREL 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2006). En éste se anidan modelos para estimar la equivalencia estructural, invarianza de saturaciones factoriales, invarianza de saturaciones factoriales más los interceptos, e invarianza de saturaciones factoriales más los interceptos y errores. La comparación entre el ajuste de dichos modelos anidados se efectuó mediante la aproximación de comparación de índices de ajuste incrementales cuyos criterios son los mencionados en el párrafo anterior.

RESULTADOS

Estudio 1: Análisis factorial exploratorio (AFE)

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos (media, desviación típica, correlación) obtenidos en la muestra 1 para cada una de las variables del estudio. Las correlaciones entre las variables se obtuvieron a través del coeficiente producto-momento de Pearson dada la naturaleza continua de los datos, y la distribución normal según la prueba de Kolmogorov-Smirnov ($p > .05$). Los valores de los coeficientes alfa de Cronbach de los factores también son expuestos en la Tabla 1. En ella se observa que la fiabilidad

Tabla 1. *Valores descriptivos, correlacionales y de fiabilidad de las variables en la muestra 1*

	Factor	Rango	<i>M</i>	<i>DE</i>	1	2	3	4	5	6
Intensidad	1 Ansiedad somática	1 a 4	2.37	.71	(.84)					
	2 Ansiedad cognitiva	1 a 4	2.51	.75	.704**	(.82)				
	3 Autoconfianza	1 a 4	3.18	.60	.012	.022	(.77)			
Dirección	4 Ansiedad somática	-3 a 3	-.25	1.27	.423**	.300**	.027	(.86)		
	5 Ansiedad cognitiva	-3 a 3	-.42	1.40	.348**	.299**	.010	.818**	(.85)	
	6 Autoconfianza	-3 a 3	1.26	1.41	.026	.065	.419**	.200**	.075	(.85)

Nota: ** $p < .01$.

Coefficientes alfa de Cronbach se presentan entre paréntesis.

de las escalas fue aceptable ($\alpha = > .77$) considerando el criterio de .70 determinado para las escalas del dominio psicológico (Nunnally, 1978).

Respecto del AFE, para la escala de intensidad de los síntomas de la ansiedad, la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin fue satisfactoria ($\kappa_{MO} = .844$; test de esfericidad de Bartlett $p < .001$). Los resultados del AFE reflejaron la existencia de tres factores que explicaban 56.06% de la varianza total acumulada y que agrupaban los reactivos con su respectivo factor según el modelo hipotetizado. Utilizando .40 como criterio de saturación (Hair, Anderson, Tatham, y Black, 1995; Tabachnick y Fidell, 2007), los reactivos 12, 6, 9, 1, 4, 15 y 17 saturaban en el factor somático; los reactivos 14, 11, 2 y 5 saturaban en el factor cognitivo (el reactivo 8 lo hizo por debajo de .40); y los reactivos 7, 10, 13, 3 y 16 saturaban en el factor autoconfianza. Ningún reactivo tuvo un peso mayor de .30 en otro factor. La matriz de correlaciones indicaba que las correlaciones entre pares de variables podrían ser medianamente explicadas por las restantes variables del instrumento (Kaiser, 1974).

Para la escala que evalúa la dimensión de dirección, la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin fue también satisfactoria ($\kappa_{MO} = .887$). En este caso, si bien los resultados del AFE mostraron la existencia de tres factores que explicaban 65.25% de la varianza total, examinando el gráfico de sedimentación se observaba que un tercer factor no aumentaba prácticamente la varianza explicada. En suma, la matriz de componentes rotados

(matriz de estructura) agrupó los reactivos 7, 10, 16, 13 y 3 en el factor hipotetizado de autoconfianza con valores de saturación por encima de .40, pero el resto de los reactivos saturaron por encima de .40 en ambos factores (somático y cognitivo), lo que indica que no discrimina entre los tipos de ansiedad teorizados. Por ello se evidenció la existencia de dos factores, que explican 59.05% de la varianza total.

Estudio 2: Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Previo al análisis, la Tabla 2 presenta los valores descriptivos, correlacionales y de fiabilidad obtenidos en esta muestra.

La Tabla 3 muestra los valores de los índices de bondad de ajuste de la escala de intensidad. Inicialmente se puso a prueba un modelo trifactorial que presentó un ajuste satisfactorio. Por lo tanto, los resultados del AFC para la escala de intensidad confirmaron la existencia de tres factores (ansiedad cognitiva, ansiedad somática y autoconfianza).

Las saturaciones factoriales oscilaron entre .48 y .87 para el factor somático; entre .64 y .81 para el cognitivo; y entre .70 y .76 para el de autoconfianza. Además, todas las saturaciones factoriales fueron significativas ($p < .01$). La matriz de correlaciones (valores Phi) reveló relaciones estadísticamente significativas entre factores latentes que se dieron positivamente entre ansiedad somática y ansiedad cognitiva ($\Phi = .82$; $p < .01$), y de forma negativa entre ansiedad somática y autoconfianza ($\Phi = -.18$; $p < .05$).

Tabla 2. Valores descriptivos, correlacionales y de fiabilidad de las variables en la muestra 2

	Factor	Rango	M	DE	1	2	3	4	5	6
Intensidad	1 Ansiedad somática	1 a 4	2.35	.72	(.84)					
	2 Ansiedad cognitiva	1 a 4	2.50	.79	.739**	(.81)				
	3 Autoconfianza	1 a 4	3.14	.65	-.004	.029	(.77)			
Dirección	4 Ansiedad somática	-3 a 3	-.27	1.30	.349**	.245**	.011	(.88)		
	5 Ansiedad cognitiva	-3 a 3	-.45	1.41	.283**	.231**	-.013	.810**	(.87)	
	6 Autoconfianza	-3 a 3	1.29	1.41	.025	.067	.481**	.151*	.062	(.87)

Nota: * $p < .05$; ** $p < .01$.

Coefficientes alfa de Cronbach se presentan entre paréntesis.

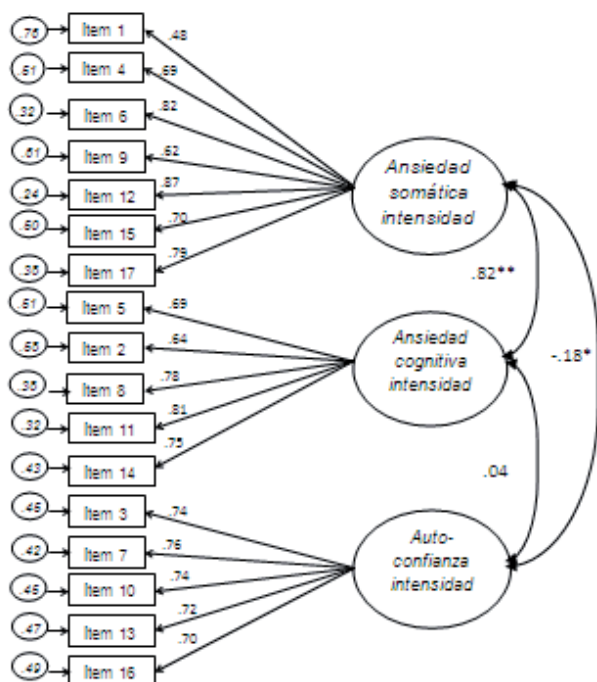


Figura 1. Parámetros estimados del CSAI-2R escala intensidad. Todos los parámetros son estandarizados y significativos ($p < .01$).

Debido al alto valor de correlación entre los factores somático y cognitivo de ansiedad, es cuestionable la validez discriminante, pues se acepta ampliamente que la validez discriminante puede ser establecida cuando las correlaciones entre los factores están por debajo de $.85$ (Kline, 2005). Por esto adicionalmente se probó un modelo bifactorial que contemplaba dos factores, ansiedad (cognitiva y somática) y autoconfianza, el cual mostró también un ajuste satisfactorio. Sin embargo, como se muestra en la Tabla 3, y siguiendo los criterios de comparación práctica antes mencionados, el modelo trifactorial presentaba mejores índices de ajuste respecto del modelo bifactorial, tal como indica la comparación de los índices de ambos modelos: $\Delta NNFI < 0.01$, $\Delta CFI < 0.01$; $\Delta RMSEA < .015$.

El mismo procedimiento fue seguido para evaluar la escala de dirección de la ansiedad precompetitiva.

Según se observa en la Tabla 3, los resultados indicaron un ajuste satisfactorio para el modelo trifactorial. Las saturaciones factoriales oscilaron entre $.50$ a $.88$ para el factor somático; entre $.71$ a $.87$ para el cognitivo; y entre $.79$ a $.86$ para el de autoconfianza. Además, todas las saturaciones factoriales fueron significativas ($p < .01$). Las correlaciones

entre los factores latentes fueron negativas pero no significativas entre dirección de ansiedad cognitiva y dirección de autoconfianza, y entre dirección de ansiedad somática y dirección de autoconfianza. Además, la relación (valores Phi) entre dirección de ansiedad somática y dirección de ansiedad cognitiva fue positiva y significativa ($Phi = .87$; $p < .01$); valor que dista de confirmar la validez discriminante entre estos factores.

Estos resultados, junto con la evidencia previa del AFE realizado en el Estudio 1, rechazan la validez discriminante, haciendo pensar que para la escala de dirección, la ansiedad somática y cognitiva se agrupan en un solo factor. Adicionalmente se puso a prueba un modelo bifactorial (ansiedad y autoconfianza) que, según se observa en la Tabla 3, presentó también un ajuste satisfactorio.

Las diferencias entre los índices de ajuste del modelo trifactorial y bifactorial de la escala de dirección (ver Tabla 3) reflejan valores triviales, con lo que atendiendo a la validez discriminante se opta por el modelo más parsimonioso, es decir, el de dos factores.



Figura 2. Parámetros estimados del CSAI-2R escala dirección. Todos los parámetros son estandarizados y significativos ($p < .01$).

Tabla 3. *Índices de bondad de ajuste del AFC del CSAI-2R para ambas escalas, de intensidad y de dirección, modelos trifactorial y bifactorial*

	Modelo	χ^2	gl	χ^2 / gl	RMSEA	RMSEA	NNFI	Δ NNFI	CFI	Δ CFI
Intensidad	Trifactorial	218.07	116	1.87	.061		.974		.977	
	Bifactorial	288.96	118	2.44	.078	.017	.956	.018	.962	.015
Dirección	Trifactorial	180.72	116	1.557	.055		.988		.990	
	Bifactorial	227.49	118	1.961	.064	.008	.980	.008	.982	.008

Estudio 3: Invarianza factorial a través del género

Con la finalidad de ofrecer un instrumento con el que se puedan hacer comparaciones en valores de ansiedad pre-competitiva tanto en su intensidad como en su dirección entre hombres y mujeres deportistas, se procedió a realizar un AFC multimuestra con las muestras de hombres y mujeres, trabajando con la muestra total de estudio para garantizar un tamaño muestral adecuado.

En el análisis estructural los coeficientes de Mardia (1970) fueron de 7.09 (mujeres) y 7.14 (hombres), por lo que superaban el valor límite de 5 establecido para ser considerados una distribución normal multivariante (Bentler, 2005). Por tanto, se utilizaron estimadores robustos de máxima verosimilitud para ajustar el modelo de medida (Satorra y Bentler, 2001). Las matrices *input* utilizadas fueron las matrices de covarianzas, covarianzas asintóticas, y el vector de medias.

Con base en la evidencia empírica recogida en los Estudios 1 y 2 expuestos con anterioridad, se procedió a evaluar la invarianza de un modelo trifactorial en el caso de la escala de intensidad, y de un modelo bifactorial en el caso de la escala de dirección.

El contraste de la equivalencia factorial comenzó con un análisis preliminar en el que se examinaba por separado la bondad de ajuste de la estructura de la escala de intensidad del CSAI-2R en la muestra de mujeres (Modelo-M0a) y en la muestra de hombres (Modelo-M0b). Como se observa en la Tabla 4, los índices de bondad de ajuste NNFI, CFI y RMSEA de los modelos M0a y M0b resultaron satisfactorios, siendo todos los parámetros estimados estadísticamente significativos ($p < .01$). A continuación se realizaron los análisis multimuestra, creando nuevos modelos anidados.

El Modelo 1 (M1) examinó la invarianza estructural de la escala de intensidad del CSAI-2R en los dos grupos analizados (es decir, se evaluó la misma estructura factorial, sin imponer ninguna restricción respecto de la invarianza de los parámetros). Los resultados mostraron índices de ajuste satisfactorios (Tabla 4), por lo que se puede concluir que la estructura factorial de la escala de intensidad del CSAI-2R es invariante en los dos grupos comparados. Este modelo se consideró como base para la subsiguiente anidación de restricciones.

El Modelo 2 (M2), anidado en el anterior (M1), pone a prueba la equivalencia en la matriz de saturaciones factoriales a través del grupo de hombres y de mujeres. Dicho modelo mostró adecuados índices de bondad de ajuste. Al comparar estos índices con los del modelo base (M1), las diferencias no excedían los valores criterio (Δ CFI y Δ NNFI < 0.01 ; Cheung y Rensvold, 2002; Widaman, 1985; y Δ RMSEA $< .015$; Chen, 2007). Por lo tanto, el presente trabajo ofrece evidencia empírica de la invarianza de las saturaciones factoriales de la escala de intensidad del CSAI-2R a través de las dos muestras evaluadas.

El Modelo 3 (M3) agregaba la equivalencia de los interceptos, lo que se conoce también como “modelo de invarianza factorial fuerte” (Meredith, 1993). De nuevo, los índices de ajuste fueron aceptables, siendo muy similares a los valores obtenidos en el modelo base. Finalmente, se puso a prueba el Modelo 4 (M4), que impone la invarianza de saturaciones factoriales, interceptos y adicionalmente de los errores. Este modelo se conoce también como “modelo de invarianza factorial estricta” (Meredith, 1993). Como se observa en la Tabla 4, el modelo vuelve a reflejar índices de ajuste aceptables, y similares a los del modelo base (M1). Las diferencias en los valores del NNFI y CFI entre el Modelo

4 y el Modelo 1 pueden ser considerados como triviales pues las diferencias son menores a .01 en ambos índices. Con ello se obtiene evidencia empírica de la invarianza de las saturaciones factoriales, los interceptos y los errores de medida de la escala de intensidad del CSAI-2R en las dos muestras. En la Tabla 4 se presentan los índices de bondad de ajuste para los modelos evaluados para comprobar la invarianza (Modelo 1 al Modelo 4) de la escala de intensidad

El mismo procedimiento antes enunciado se siguió para poner a prueba las hipótesis de invarianza a través del género para la escala de dirección del CSAI-2R. Tal como se observa en la Tabla 5, el análisis preliminar en el que se examinaba por separado la bondad de ajuste de la estructura factorial de la escala de dirección en la muestra de mujeres (Modelo-M0a) y en la muestra de hombres (Modelo-M0b) arrojó índices de ajuste NNFI, CFI y RMSEA satisfactorios, siendo todos los parámetros estimados estadísticamente significativos ($p < .01$). A continuación se realizaron AFCs multi-muestra, creando nuevos modelos anidados. El Modelo 1 (M1) examinó la invarianza estructural de la escala de dirección del CSAI-2R en los dos grupos analizados (es decir, se ponía a prueba la misma estructura factorial, sin imponer ninguna restricción a los valores de los parámetros). Los resultados mostraron adecuados índices de ajuste (Tabla 5), por lo que se confirmó que la estructura factorial de la escala de dirección del CSAI-2R es invariante en los dos grupos comparados. Este modelo se consideró como base para la subsiguiente anidación de restricciones.

El Modelo 2 (M2) anidado en el anterior (M1) evaluaba la equivalencia en la matriz de saturaciones factoriales.

Las diferencias de los índices de ajuste estaban por encima de los criterios recomendados, por lo que se rechazó la invarianza de las saturaciones factoriales a través del género, y se procedió a evaluar la invarianza parcial a partir de un Modelo 2 (M2b) en el que se liberó la saturación factorial del reactivo que presenta mayor índice de modificación (reactivo 3, que pertenece al factor de autoconfianza). Al comparar los índices de ajuste del modelo de invarianza parcial de las saturaciones factoriales (M2b) con los del modelo base (M1), las diferencias no excedían los valores criterio, por tanto se ofrece evidencia empírica de la invarianza parcial de las saturaciones factoriales de la escala de dirección del CSAI-2R a través de las dos muestras evaluadas.

El Modelo 3 (M3) se anida en el modelo anterior y agrega la invarianza de los interceptos. Los índices de bondad de ajuste fueron adecuados, pero de nuevo la comparación del ajuste de este modelo respecto del modelo base (M1) indicó un empeoramiento no trivial en el ajuste, por lo que se procedió a liberar los interceptos que presentaban mayores índices de modificación hasta conseguir un modelo con un ajuste satisfactorio (interceptos liberados de los reactivos 7 y 13 del factor autoconfianza; y 9 y 12 del factor ansiedad). El modelo M3b evaluaba por tanto la invarianza parcial de las saturaciones factoriales y de los interceptos, y tal como se observa en la Tabla 5, las diferencias de ajuste con respecto del M1 resultaron triviales.

El Modelo 4 (M4) se anida en el modelo anterior añadiendo la restricción de la invarianza de los errores de medida. Los índices de bondad de ajuste del M4 resultaron adecuados, sin embargo, la diferencia de ajuste de este

Tabla 4. Índices de ajuste de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial del CSAI-2R para la escala de intensidad

Descripción modelo	χ^2	gl	RMSEA	NNFI	CFI	Δ RMSEA	Δ NNFI	Δ CFI
M0a Modelo base mujeres	212.25*	116	.072	.957	.963			
M0b Modelo base hombres	288.64*	116	.072	.966	.971			
M1 Invarianza estructural	546.52*	247	.073	.961	.965			
M2 Inv. SF	546.52*	247	.073	.961	.965	.000	.000	.000
M3 Inv. SF+Int.	625.60*	261	.079	.956	.957	.006	.005	.008
M4 Inv. SF+Int.+Error	679.68*	276	.080	.954	.953	.007	.007	.012

Nota: gl = grados de libertad; Inv. Sat. Fact. (invarianza de las saturaciones factoriales); Inv. SF+Int. (invarianza de las saturaciones factoriales más invarianza de los interceptos); Inv. SF+Int.+Error (invarianza de las saturaciones factoriales más invarianza de los interceptos más invarianza de los errores).

* $p < .01$.

Tabla 5. Índices de ajuste de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial del CSAI-2R para la escala de dirección

Descripción modelo	χ^2	gl	RMSEA	NNFI	CFI	Δ RMSEA	Δ NNFI	Δ CFI
M0a Modelo base mujeres	219.43*	118	.056	.984	.986			
M0b Modelo base hombres	219.47*	118	.072	.968	.973			
M1 Invarianza estructural	438.90*	236	.063	.979	.981			
M2 Inv.SF	589.52*	251	.078	.966	.969	.015	.012	.012
M2b Inv. Parc. SF	546.24*	250	.074	.970	.973	.011	.008	.008
M3 Inv. Parc. SF+Total Int.	811.10*	265	.097	.949	.950	.034	.03	.031
M3b Inv. Parc. SF+Parc. Int.	581.86*	261	.075	.969	.971	.012	.009	.01
M4 Inv Parc. SF+ Parc. Int+ Total errors	647.27*	278	.077	.967	.966	.014	.012	.014

Nota: *gl* = grados de libertad; Inv. SF (invarianza de las saturaciones factoriales); Inv. Parc. SF (invarianza parcial de las saturaciones factoriales); Inv. Parc. SF +Total Int. (invarianza parcial de las saturaciones factoriales más invarianza de los interceptos); Inv. Parc. SF+Parc. Int. (invarianza parcial de las saturaciones factoriales más invarianza parcial de los interceptos); Inv Parc. SF + Parc. Int + Total errors (invarianza parcial de las saturaciones factoriales más invarianza parcial de los interceptos más invarianza de los errores).

* $p < .01$.

modelo con respecto del Modelo 1 sobrepasaban los valores criterio, indicando un empeoramiento no trivial en el ajuste.

En el caso de la escala de dirección del CSAI-2R, sí se detectaron reactivos que presentaban funcionamiento diferencial (DIF) a través del género. Por lo tanto, se consideró conveniente evaluar la significación práctica del DIF detectado. Para ello, la puntuación media en la escala de dirección para el factor autoconfianza (con y sin los reactivos que presentaban DIF) se obtuvo para cada grupo, y se comparó a través de grupos usando la diferencia media estandarizada (*d*) (Chan, 2000). La diferencia en *d* proporciona un índice para valorar la significación práctica del DIF; en concreto, valores inferiores a .20 indican que las implicaciones prácticas del DIF detectado a nivel del factor analizado son triviales (Chan, 2000). Según los datos presentados en la Tabla 6, la diferencia en *d* para el factor autoconfianza fue igual a 0.110. En cuanto al factor ansiedad de la misma escala, se siguió el mismo procedimiento obteniendo una diferencia en *d* igual a .026. Estos valores indican que las implicaciones prácticas del DIF detectado a nivel de factor son triviales.

DISCUSIÓN

El propósito del presente trabajo fue evaluar el modelo de medida trifactorial del CSAI-2R (Revised Competitive State Anxiety Inventor-2 [Cox et al., 2003]) en sus escalas de

intensidad y de dirección (Jones y Swain, 1992) adaptadas al contexto mexicano, examinando su fiabilidad e invarianza factorial a través del género. Para ello se llevó a cabo una *cross-validación* de los instrumentos (estudios 1 y 2), así como un estudio multimuestra de invarianza factorial (Estudio 3).

Los resultados obtenidos a partir de los AFE y AFC para la escala que mide la intensidad de los síntomas de ansiedad son similares a los de adaptaciones anteriores (Andrade et al., 2007; Hashim y Zulkifli, 2010; Martinengo et al., 2012; Martinent et al., 2010; Pan-Uthai y Vongjaturapat, 2009; Raudsepp y Kais, 2008), resultando una estructura trifactorial lo suficientemente robusta que confirma la existencia de los factores ansiedad somática, ansiedad cognitiva y autoconfianza; con coeficientes alfa que indican una consistencia interna adecuada, concordando la distribución de reactivos entre factores con dichos estudios.

Además, dado que el análisis de invarianza factorial a través del género escasamente se ha usado en versiones adaptadas del CSAI-2R, el presente estudio aporta evidencia sobre la invarianza factorial respecto del género. Los resultados obtenidos dan soporte empírico a la invarianza factorial estricta (Meredith, 1993) para la escala de intensidad en función del género, y confirman que los reactivos de esta escala no presentan funcionamiento diferencial (*differential item functioning* [DIF]) o precisión diferencial entre grupos. Por lo tanto, los valores promedio y de varianza observados tanto de los reactivos como de los factores de esta escala son directamente comparables entre grupos de hombres y mu-

Tabla 6. Evaluación de la significación práctica del DIF en la escala de dirección

	Hombres			Mujeres			<i>d</i>
	<i>M</i>	Varianza	<i>n</i>	<i>M</i>	Varianza	<i>n</i>	
Factor autoconfianza. Todos los reactivos	1.16	1.856	301	1.503	1.912	153	.110
Factor autoconfianza. Sin reactivos 3, 7 y 13	1.261	2.126	301	1.467	2.22	153	
Factor ansiedad. Todos los reactivos	-.184	1.778	301	-.66	1.176	153	.026
Factos ansiedad. Sin reactivos 9 y 12	-.234	1.853	301	-.752	1.199	153	

eres, lo que refuerza la validez del instrumento adaptado al contexto mexicano y brinda evidencia empírica en aras de analizar las diferencias de los niveles de ansiedad cognitiva, ansiedad somática y autoconfianza precompetitivas en función del género en deportistas mexicanos, que apoye los hallazgos de Martens, Vealey et al. (1990) sobre que las mujeres presentan más niveles de ansiedad cognitiva y menos autoconfianza que los hombres.

Contrariamente, para la escala que mide la dirección de los síntomas de ansiedad, los resultados no confirmaron la estructura trifactorial hipotetizada por el modelo teórico. Por un lado, en el AFE los reactivos de ansiedad somática y de ansiedad cognitiva resultaron ser reactivos mixtos, presentando saturaciones factoriales por encima de .30 en ambos factores. Por otro lado, cuando se puso a prueba el modelo trifactorial mediante AFC, los factores de ansiedad cognitiva y ansiedad somática mostraban una correlación por encima de .85 (matriz *Phi*), por lo que no se confirmaba la validez discriminante entre estos factores, pues se acepta ampliamente que la validez discriminante puede ser establecida cuando las correlaciones entre los factores están por debajo de .85 (Kline, 2005).

Esto hace pensar que ambas formas de ansiedad precompetitiva son percibidas en un mismo sentido del continuo debilitador-facilitador del rendimiento deportivo. En este caso la tendencia en general es poco debilitadora en estos deportistas universitarios (no elite), coincidiendo con lo apuntado por Hanton, Mellalieu, Neil y Fletcher (2008) sobre que los deportistas no elite informan interpretaciones más debilitadoras de los síntomas asociados con la ansiedad que los deportistas de elite quienes informan más interpretaciones facilitadoras.

Entonces, si bien la intensidad de los síntomas de ansiedad precompetitiva parece manifestarse de forma inde-

pendiente, la interpretación que hacen estos deportistas de sus síntomas iría hacia una misma dirección. Por tanto, se infiere que no se justifica que los factores de ansiedad cognitiva y somática en la escala de dirección se consideren como dimensiones separadas e independientes.

Al poner a prueba el modelo bifactorial (ansiedad y autoconfianza) para la escala de dirección de ansiedad precompetitiva, éste reflejó buenos índices de bondad de ajuste. Adicionalmente, las diferencias entre los índices de bondad de ajuste del modelo trifactorial y bifactorial de la escala de dirección mostraron valores triviales, con lo que, atendiendo a la validez discriminante y al principio de parsimonia, se optó por el modelo de dos factores. Además, los dos factores identificados mostraron una fiabilidad satisfactoria, obteniendo un alfa de Cronbach de .92 para el factor de ansiedad y de .87 para el de autoconfianza.

Estos resultados se contraponen a los del estudio de Martinent et al. (2010) quienes obtuvieron una menor correlación entre la ansiedad cognitiva y la ansiedad somática (*Phi* = .45, $p < .05$). Dada la inconsistencia entre los resultados de ambos estudios, se sugiere continuar y profundizar en el análisis de esta escala, incluyendo, por ejemplo, análisis de validez convergente-discriminante de la interpretación de los síntomas de ansiedad somática y cognitiva, con el fin de encontrar nuevas evidencias empíricas que bien apoyen o bien refuten la idea de que la interpretación de ambas emociones negativas (ansiedad somática y cognitiva) difiere en grado, y permita aclarar bajo qué circunstancias se produce cada situación.

Los autores de la escala sugirieron una escala de dirección con dos únicos factores (ansiedad somática y ansiedad cognitiva), sin evaluar la dirección de autoconfianza puesto que podría medir el mismo concepto de intensidad de autoconfianza. No obstante, en el presente estudio se consi-

deró el factor de autoconfianza, pues la correlación entre su intensidad y dirección son estadísticamente significativas ($p < .01$) pero con coeficientes de correlación moderados ($r = .42$ en muestra 1; $r = .48$ en muestra 2).

Ahora bien, la elección de una solución bifactorial para la escala de dirección tiene apoyo en estudios previos. Por ejemplo, el trabajo de Coelho, Vasconcelos-Raposo y Cielo (2010) realizado con el CSAI-2 deja entrever que es preferible una escala con dos factores que evalúen el negativismo (ansiedad cognitiva) y la autoconfianza en el contexto deportivo brasileño. En este sentido, dado que en el presente estudio la ansiedad cognitiva y ansiedad somática fueron interpretadas negativamente, y la autoconfianza positivamente, se puede seguir la tendencia de evaluar, por un lado, el aspecto negativo en un solo factor, y por otro lado, el aspecto positivo.

Sin embargo, y de acuerdo con los resultados del presente estudio, el hecho de considerar los factores de ansiedad cognitiva y de ansiedad somática de la escala de dirección como un solo factor o como dos factores independientes, tiene que seguir siendo evaluado en estudios futuros, como se ha mencionado.

Continuando con la escala de dirección del CSAI-2R adaptada al contexto mexicano, en ella, los resultados confirman la invarianza factorial parcial de las saturaciones factoriales y de los interceptos a través del género. No obstante, al no confirmarse la invarianza total, es cuestionable si el funcionamiento diferencial de los reactivos a través de los grupos sea tan acentuado que pueda invalidar la comparación de las medias observadas entre los grupos. Por ello, se calculó un índice de la significación práctica del DIF, obteniendo que las diferencias de medias estandarizadas (d , Chan, 2000), fueron triviales (menores a .20). Esto indica que el funcionamiento diferencial entre los grupos (hombres y mujeres), detectado en algunos reactivos, no llega a afectar la comparación de promedios de los factores en la escala entre hombres y mujeres; por lo que los promedios de los reactivos y de las puntuaciones de los factores de la escala pueden ser comparables entre el género en población mexicana con esta adaptación del inventario. De tal forma que se constata que la escala de dirección del CSAI-2R adaptada al contexto mexicano resulta ser un instrumento que posibilita el continuar en la línea de investigación de identificar diferencias en la forma de interpretar los síntomas de ansiedad y autoconfianza precompetitiva entre hombres y mujeres.

Finalmente, este trabajo indaga sobre el constructo de ansiedad precompetitiva aportando información teórica que refuerza la noción de su multidimensionalidad diferenciándola entre intensidad y dirección de la misma, y

ofrece mayor aproximación al entendimiento de la dimensión de dirección. Al tiempo que, en el ámbito aplicado, contribuye con un instrumento que puede ser utilizado por psicólogos del deporte y entrenadores para evaluar la ansiedad y la autoconfianza precompetitivas de los deportistas, puesto que son variables que pueden afectar las sensaciones y cogniciones, y con ello, de alguna manera, el rendimiento en competición.

Cabe mencionar que el presente trabajo exhibe ciertas limitaciones, como no controlar la experiencia deportiva y poner a prueba la invarianza factorial sólo en función del género y no sobre otras variables como el tipo de deporte; pero ello da pauta a realizar futuras investigaciones y mejorar la comprensión de la ansiedad precompetitiva.

De modo que, con base en los resultados de este estudio, y considerando las aproximaciones teóricas de Jones (1995) sobre que el incremento de la activación puede, en algunos deportistas, ser percibido como favorecedor del rendimiento, mientras que otros pueden interpretarlo negativamente y afectar las cogniciones, se puede considerar que son necesarios futuros estudios que profundicen sobre la estructura factorial y validez discriminante de la escala de dirección del CSAI-2R, y así conducir a un mejor entendimiento sobre la interpretación de los síntomas de ansiedad en momentos precompetitivos. Además, sería interesante realizar dichos estudios controlando variables como la experiencia competitiva; y posteriores exploraciones que intenten contrastar la equivalencia factorial de las escalas entre otras variables como el tipo de deporte o edad.

En conclusión, los resultados de este estudio apoyan la validez trifactorial y fiabilidad de la versión en español adaptada al contexto mexicano del CSAI-2R en su escala de intensidad. Sin embargo, para la escala que mide la dirección de ansiedad precompetitiva se constata la existencia de dos factores: ansiedad y autoconfianza. Además, se confirma la invarianza factorial estricta en función del género de la escala de intensidad del CSAI-2R, y la invarianza parcial para la escala de dirección, resultando ambas escalas válidas para la comparación de las medias de reactivos y factores entre hombres y mujeres deportistas.

REFERENCIAS

- Andrade, E., Lois, G., & Arce, C. (2007). Propiedades psicométricas de la versión española del inventario de ansiedad competitiva CSAI-2R en deportistas. *Psicothema*, 19, 150-155.
- Aragón, S. (2006). *La ansiedad en el deporte*. EFdeportes, revista digital. Recuperado de: <http://efdeportes.com>

- Bentler, P. M. (1995). *EQS Structural Equations Program Manual*. Encino CA: Multivariate Software.
- Bentler, P. M. (2005). *EQS 6 Structural Equation Program Manual*. Encino CA: Multivariate Software.
- Chan, D. (2000). Detection of differential item functioning on the Kirton Adaption-Innovation Inventory using multiple-group mean and covariance structure analyses. *Multivariate Behavioral Research*, *35*, 169-199. doi: 10.1207/S15327906MBR3502_2
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *14*, 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing MI. *Structural Equation Modeling*, *9*, 235-55.
- Coelho, M. E., Vasconcelos-Raposo, J., & Cielo, A. (2010). Confirmatory factorial analysis of the Brazilian version of the Competitive State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2). *The Spanish Journal of Psychology*, *13*, 453-460.
- Cox, R. (2009). *Psicología del deporte. Conceptos y sus aplicaciones*. Madrid: Médica Panamericana.
- Cox, R., Martens, M., & Russell W. (2003). Measuring anxiety in athletics: The revised Competitive State Anxiety Inventory-2. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, *25*, 519-533.
- Hair, J., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis*. (4a. ed.). Nueva Jersey: Prentice-Hall Inc.
- Hambleton, R. K. (1996). Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: Fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. En J. Muñiz (Ed.), *Psicométrica* (pp. 207-238). Madrid: Universitat.
- Hanton, S., Mellalieu, S. D., Neil, R., & Fletcher, D. (2008). Competitive experience and performance status: An investigation into multidimensional anxiety and coping. *European Journal of Sport Science*, *8*, 143-152. doi: 10.1080/17461390801987984
- Hardy, L. (1990). A catastrophe model of performance in sport. En J. G. Jones y L. Hardy (Eds.), *Stress and performance in sport* (pp.81-106). Chichester, England: Wiley.
- Hashim, H. A., & Zulkifli, E-Z. (2010). Analysis of the factorial validity and reliability of the Malay versión of the Revised Competitive State Anxiety Inventory-2. *British Journal of Sports Medicine*, *44* (Suppl. I), 1-18. doi: 10.1136/bjbm.2010.078725.197
- Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research. Common errors and some comment on improved practice. *Educational and Psychological Measurement*, *66*, 393-416. doi: 10.1177/0013164405282485
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Issues, concepts, and applications* (pp. 76-99). Newbury Park, CA: Sage.
- Jones, G. (1991). Recent developments and current issues in competitive anxiety in sport. *The Sport Psychologist*, *4*, 152-155.
- Jones, G. (1995). More than just a game: Research developments and issues in competitive anxiety in sport. *British Journal of Psychology*, *86*, 449-478.
- Jones, G., & Hanton, S. (2001). Pre-competitive feeling states and directional anxiety interpretations. *Journal of Sport Sciences*, *19*, 385-395.
- Jones, G., & Swain, A. (1992). Intensity and direction dimensions of competitive state anxiety and relationships with competitiveness. *Perceptual and Motor Skills*, *74*, 467-472.
- Jones, G., Swain, A., & Cale, A. (1991). Gender differences in precompetition temporal patterning and antecedents of anxiety and self-confidence. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, *13*, 1-15.
- Jones, G., Swain, A., & Hardy, L. (1993). Intensity and direction dimensions of competitive state anxiety and relationships with performance. *Journal of Sports Sciences*, *11*, 525-532.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). LISREL 8.80 [Computer software]. Chicago: Scientific Software International.
- Kais, K., & Raudsepp, L. (2005). Intensity and direction of competitive state anxiety, self-confidence and athletic performance. *Kinesiology*, *37*, 13-20.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, *39*, 31-36.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York: Guilford.
- Liebert, R. M., & Morris, L. W. (1967). Cognitive and emotional components of test anxiety. *Psychological Reports*, *20*, 975-978.
- López-Walle, J., Ramírez, B., Tristán, J., Pérez, J., & Ceballos, O. (2011). *Confirmatory factor analysis of the Competitive State Anxiety Inventory in Mexican university athletes*. Memorias del 13o. FEPSAC European Congress of Sport Psychology, 297-298. Madeira, Portugal.
- Lundqvist, C., & Hassmén, P. (2005). Competitive State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2): Evaluating the Swedish version by confirmatory factor analyses. *Journal of Sports Sciences*, *23*, 727-736. doi: 10.1080/02640410400021484
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, *57*, 519-530.
- Martens, R. (1977). *Competitive State Anxiety Test*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Martens, R., Burton, D., Vealey, R., Bump, L., & Smith, D. (1990). Development and validation of the Competitive

- State Anxiety Inventory-2 (CSAI-2). En R. Martens, R. Vealey & D. Burton (Eds.), *Competitive anxiety in sport* (pp. 117-213). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Martens, R., Vealey, R., & Burton, D. (1990). *Competitive anxiety in sport*. Champaign, IL: Human Kinetics Publishers.
- Martinengo, L., Bobbio, A., & Marino, E. (2012). Psychometric properties of the Italian version of the revised Competitive State Anxiety Inventory-2. *Bolleting de Psicologia Applicata*, 263, 53-59.
- Martinet, G., Ferrand, C., Guillet, E., & Gauthier, S. (2010). Validation of the French version of the Competitive State Anxiety Inventory-2 Revised (CSAI-2R) including frequency and direction scales. *Psychology of Sport and Exercise*, 11, 51-57.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis, and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. Nueva York: McGraw-Hill.
- Pan-Uthai, S., & Vongjaturapat, N. (2009). *Confirm factor analysis on state anxiety of thai university student athletes*. Memorias de la Joint Conference: 4th Asia Pacific Conference on Exercise and Sports Science & 8th International Sports Science Conference. Malasia.
- Perry, J. D., & Williams, J. M. (1998). Relationships of intensity and direction of competitive trait anxiety to skill level and gender in tennis. *The Sport Psychologist*, 12, 169-179.
- Raudsepp, L., & Kais, K. (2008). Confirmatory factor analysis of the Revised Competitive State Anxiety Inventory-2 among Estonian athletes. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 6, 85-95. doi: 10.1080/1612197X.2008.9671856
- Sass, D. A., & Schmitt, T. A. (2010). A comparative investigation of rotation criteria within exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 45, 73-103.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514.
- Spielberger, C. D. (1966). *Anxiety and behavior*. Nueva York: Academic Press.
- Swain, A. B. J., & Jones, G. (1993). Intensity and frequency dimensions of competitive state anxiety. *Journal of Sport Sciences*, 11, 533-542.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson Education Inc.
- Tabernero, B. y Márquez, S. (1994). Interrelación y cambios temporales en los componentes de la ansiedad estado competitiva. *Revista de Psicología del Deporte*, 6, 53-69.
- Terry, P. C., Lane, A. M., & Shepherdson, A. (2005). Re-evaluation of the factorial validity of the Revised Competitive State Anxiety Inventory-2. Memorias del ISSP 11th World Congress of Sport Psychology, 15-19, agosto, Sydney, Australia.
- Weinberg, R. S. y Gould, D. (2010). *Fundamentos de psicología del deporte y del ejercicio físico*. Madrid: Médica Panamericana.
- Widaman, K. F. (1985). Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data. *Applied Psychological Measurement*, 9, 1-26.
- Wiggins, M. S. (1998). Anxiety intensity and direction: Pre performance temporal patterns and expectation in athletes. *Journal of Applied Sport Psychology*, 10, 201-211. doi: 10.1080/10413209808406388
- Woodman, T., & Hardy, L. (2001). Stress and anxiety. En R. Singer, H. A. Hausenblas & C. M. Janelle (Eds.), *Handbook of research on sport psychology* (pp. 290-318). Nueva York: Wiley.

Recibido: 21 de agosto de 2013.
Aceptado: 14 de marzo de 2014.

APÉNDICES

CSAI-2R

Cómo te sientes ahora justo antes de la competencia	Nada	Un poco	Moderado	Mucho
1. Estoy muy inquieto	1	2	3	4
2. Me preocupa no rendir en esta competencia tan bien como podría hacerlo	1	2	3	4
3. Estoy seguro de mí mismo	1	2	3	4
4. Noto mi cuerpo tenso	1	2	3	4
5. me preocupa perder	1	2	3	4
6. Siento tensión en mi estómago	1	2	3	4
7. Estoy seguro de que puedo hacer frente a este desafío	1	2	3	4
8. Me preocupa bloquearme ante la presión	1	2	3	4
9. Mi corazón se acelera	1	2	3	4
10. Tengo confianza de hacerlo bien	1	2	3	4
11. Me preocupa un bajo rendimiento o hacerlo mal	1	2	3	4
12. tengo un nudo en mi estómago	1	2	3	4
13. Tengo confianza porque me veo alcanzando mi objetivo	1	2	3	4
14. Me preocupa que los demás se sientan decepcionados con mi rendimiento	1	2	3	4
15. Mis manos están sudorosas	1	2	3	4
16. Confío en responder bien ante la presión	1	2	3	4
17. Noto mi cuerpo rígido	1	2	3	4

Piensas que las sensaciones que antes mencionaste, ¿te perjudicarán o ayudarán en tu rendimiento en competencia?

ITEM	Pienso que este estado:						
	Me perjudicará				Me beneficiará		
1. Estoy muy inquieto	-3	-2	-1	0	1	2	3
2. Me preocupa no rendir en esta competencia tan bien como podría hacerlo	-3	-2	-1	0	1	2	3
3. Estoy seguro de mí mismo	-3	-2	-1	0	1	2	3
4. Noto mi cuerpo tenso	-3	-2	-1	0	1	2	3
5. me preocupa perder	-3	-2	-1	0	1	2	3
6. Siento tensión en mi estómago	-3	-2	-1	0	1	2	3
7. Estoy seguro de que puedo hacer frente a este desafío	-3	-2	-1	0	1	2	3
8. Me preocupa bloquearme ante la presión	-3	-2	-1	0	1	2	3
9. Mi corazón se acelera	-3	-2	-1	0	1	2	3
10. Tengo confianza de hacerlo bien	-3	-2	-1	0	1	2	3
11. Me preocupa un bajo rendimiento o hacerlo mal	-3	-2	-1	0	1	2	3
12. tengo un nudo en mi estómago	-3	-2	-1	0	1	2	3
13. Tengo confianza porque me veo alcanzando mi objetivo	-3	-2	-1	0	1	2	3
14. Me preocupa que los demás se sientan decepcionados con mi rendimiento	-3	-2	-1	0	1	2	3
15. Mis manos están sudorosas	-3	-2	-1	0	1	2	3
16. Confío en responder bien ante la presión	-3	-2	-1	0	1	2	3
17. Noto mi cuerpo rígido	-3	-2	-1	0	1	2	3

**SOCIEDAD MEXICANA DE PSICOLOGÍA
CONSEJO DIRECTIVO 2013-2017**

Presidente

Dr. Alejandro Zalce Aceves (Instituto del Intelecto S.C.)

**GRUPO OPERATIVO
Secretario General**

Dra. Elizabeth Aveleyra Ojeda (Universidad Autónoma del Estado de Morelos)

Editora General de la Revista Mexicana de Psicología

Laura Hernández-Guzmán, Ph. D. (Universidad Nacional Autónoma de México)

Comité de Ética

Dr. Eric García-López (Instituto de Física Interdisciplinar y Sistemas Complejos,
CONACYT-EVOCOG-CSIC-UIB)

Oficial Ejecutivo en Jefe

Dra. Violeta del Carmen Fajardo Vargas (Sociedad Mexicana de Psicología)

GRUPO ASESOR (VOCALES)

Lic. Dalila Yussif Roffe (Universidad Nacional Autónoma de México)
Dra. Sandra Castañeda Figueiras (Universidad Nacional Autónoma de México)
Dra. Corina Benjet (Instituto Nacional de Psiquiatría Ramón de la Fuente Muñiz)
Lic. María de la Soledad Escamilla (Consulta Privada)

GRUPO ACADÉMICO

Psicología Organizacional

Lic. Humberto Patiño Peregrina

Facultad de Psicología División de Educación Continua, Universidad Nacional Autónoma de México; Asesoría Internacional en Competitividad Organizacional S.C.

Comisión de Continuidad

Dr. Joaquín Caso Niebla
Dra. Elda Alicia Alva Canto
Laura Hernández-Guzmán, Ph. D.
Dra. Rosa Korbman de Shein
Juan José Sánchez Sosa, Ph. D.
Víctor Colotla Espinosa, Ph. D.
Dr. Ángel San Román

**REVISTA MEXICANA DE PSICOLOGÍA
ÓRGANO OFICIAL DE COMUNICACIÓN CIENTÍFICA
DE LA SOCIEDAD MEXICANA DE PSICOLOGÍA, A.C.**

EDITORIA GENERAL

Laura Hernández-Guzmán, Ph. D.
Universidad Nacional Autónoma de México

REVISORES INVITADOS

Mg. Pablo Depaula,
Centro de Investigaciones Sociales y Humanas para la Defensa (CISOHDEF),
Argentina.
Dra. Ma. Carmen Vives Montero,
Universidad de Granada, España.
Dr. José Francisco Guzmán,
Universidad de Valencia, España.
Jean-Claude Lasry, Ph.D.,
Université de Montréal, Canadá.
Israel Sánchez-Cardona, Ph.D.,
Universitat Jaume I, España.
Japcy Margarita Quiceno, Ph. D.,
Universidad de San Buenaventura, Colombia.
Dra. María Jesús Cava Caballero,
Universidad de Valencia, España.
Dra. Sara Mata,
Universidad de Granada, España.
Dr. Jaume Cruz Feliu,
Universitat Autònoma de Barcelona, España.
Dr. Gerardo Prieto,
Universidad de Salamanca, España.
Dra. Guillermina Rutzstein,
Universidad de Buenos Aires, Argentina.
Dra. María Lorena Alonso,
CIECS-CONICET, Argentina.
Dr. Enrique Echeburúa,
Universidad del País Vasco, España.
Dr. David Aguado,
Universidad Autónoma de Madrid, España.
Dra. Rosa M^a Santamaría Conde,
Universidad de Burgos, España.
Dr. Tomás Izquierdo Rus,
Universidad de Murcia, España.
Dr. Leonardo Adrián Medrano,
Universidad Empresarial Siglo 21, Argentina.
Dra. Sheyla Blumen,
Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú.
Dra. Angelina Pilatti,
Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.
Dr. Juan Manuel Moreno Manso,
Universidad de Extremadura, España.
María del Carmen Herrera, Ph.D.,
Universidad de Granada, España.
Dr. José Martín-Albo,
Universidad de Zaragoza, España.
Dra. Marifelly Gaitán Zapata,
Universidad de Antioquia, Colombia.
Dra. Jacqueline Garavito López,
Pontificia Universidad Javeriana Cali, Colombia.
Dr. José Armando Pérez Santiago,
Universidad Carlos Albizu, Puerto Rico.
Dr. Leandro Navas Martínez,
Universidad de Alicante, España.
Dra. Anna Torres Giménez,
Psicóloga Clínica Hospital Clinic Barcelona, España.

Dr. Alberto Nuviala Nuviala,
Universidad Pablo de Olavide, España.
Dr. Yago Ramis Laloux,
Universitat Autònoma de Barcelona, España.
Dr. Pedro González Leandro,
Universidad de La Laguna (Islas Canarias), España.
Dra. Gema Sáez Rodríguez,
Universidad de Alcalá, España.
Mariano García Izquierdo, Ph.D.,
Universidad de Murcia, España.
Dra M^a Lourdes Aranda Garrido,
Universidad de Málaga, España.
Dra. Amparo Bonilla,
Universidad de Valencia, España.
Ferran García, Institut Marquès, España.
Marisol Lamprea M.Sc., Ph.D.,
Universidad Nacional de Colombia, Colombia.
Dr. José Gutiérrez Maldonado,
Universidad de Barcelona, España.
Dr. Cándido J. Inglés,
Universidad Miguel Hernández de Elche, España.
Dra. Marta Gràcia García,
Universitat de Barcelona, España.
Dr. Diego Alonso Fernández,
Universidad de Vigo, España.
Dra. Nadia Justel,
Laboratorio de Psicología Experimental y Aplicada (PSEA),
Instituto de Investigaciones Médicas (IDIM-CONICET), Argentina.
Dra. Silvia Capretti,
Universidad Nacional de Santiago del Estero, Argentina.
Dra. Oscar González Rodríguez,
Grupo Iceberg asesoramiento deportivo, España.
Dra. David Molero López-Barajas,
Universidad de Jaén, España.
Dr. Angel Mario Jordi Sanchez,
Universidad Pablo de Olavide, España.
Dra. Graciela Baldi López,
Universidad Nacional de San Luis, Argentina.
Dr. José Rafael Prieto García,
Universidad Pablo de Olavide, España.
Dr. Javier Tamayo Fajardo,
Universidad de Huelva, España.
Dra. Cistina Lapeña Pérez,
Universidad de Alicante, España.
Dr. José I. Baile Ayensa,
Universidad a Distancia de Madrid, España.
Dr. Jorge Barraca Mairal,
Universidad Camilo José Cela, España.

Editor Fundador: Dr. Juan Lafarga Corona, México
Lic. Erika Téllez Hernández, Asistente Editorial

La Revista Mexicana de Psicología, publicada y distribuida por la Sociedad Mexicana de Psicología, A.C., Indiana No. 260-desp. 608, Col. Ciudad de los Deportes, Delegación Benito Juárez, 03710 – México, D.F., tiene como Editora Responsable a Laura Hernández-Guzmán, Ph. D. Se encuentra indizada desde el año 1993, volumen 8 (1-2) 1991, en las siguientes bases: Thomson Reuters (antes Institute for Scientific Information-ISI), Social Sciences Citation Index, Journal Citation Reports-Social Sciences Edition (Subject Categories: PPsychology, Multidisciplinary) Current Contents Connect-Social and Behavioral Sciences Edition y Elsevier. Presenta actualmente un factor de impacto de 0.260. La Revista Mexicana de Psicología se publica dos veces al año, el 15 de enero y 15 de julio. Responsabilidades: El contenido de los materiales publicados representa las opiniones personales de los autores y no constituye la opinión oficial de la Sociedad, la cual aparecerá en la sección editorial o explícitamente indicada. Toda correspondencia deberá dirigirse a socmex@psicologia.org.mx. Exclusivamente para el envío de artículos utilice la siguiente dirección electrónica: revista@psicologia.org.mx. Reserva de derechos al uso exclusivo, No. 04-2012-022411325200-102. Certificado de licitud de título y contenido No. 15769. D.R. © 2013 por Sociedad Mexicana de Psicología, A.C. Se han terminado los trabajos de este volumen 31, núm. 2, el 15 de julio de 2014 en Creativa Impresores, S.A. de C.V., Calle 12, No. 101, Local 1, José López Portillo, Iztapalapa, C.P. 09920, México, D.F. Tel.: 5703 2241, creaimpresores@prodigy.net.mx