

Cita: Salazar-González, D., Cantú-Berrueto, A., López-Walle, J.M., Berengüí, R. (2020).
Cuestionario de Burnout Deportivo (ABQ): análisis y validación en el deporte mexicano. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 20(2), 189-200

Cuestionario de Burnout Deportivo (ABQ): análisis y validación en el deporte mexicano

Athlete Burnout Questionnaire (ABQ): analysis and validation in Mexican sports

Sports Burnout Questionnaire (ABQ): análise e validação em esportes mexicanos

Salazar-González, D.¹, Cantú-Berrueto, A.¹, López-Walle, J. M.², Berengüí, R.³

¹ Federación Mexicana de Fútbol Asociación, A.C.; ² Universidad Autónoma de Nuevo León; ³ Universidad Católica de Murcia

RESUMEN

El *Athlete Burnout Questionnaire* (ABQ; Raedeke y Smith, 2001) es un instrumento que mide el burnout en el deporte, ampliamente extendido y utilizado a nivel mundial. En México aún no se cuenta con un estudio que valide sus propiedades psicométricas, y por ello, el objetivo de este estudio es validar el Cuestionario de Burnout Deportivo en el contexto mexicano, mediante el análisis de fiabilidad, validez factorial e invarianza factorial por género. Se evaluó a 2612 deportistas con la versión al castellano (Balaguer, Castillo, Duda, Queded y Morales, 2011) del Athlete Burnout Questionnaire (ABQ). Los resultados muestran fiabilidad, se confirma una estructura factorial de segundo orden y las cargas factoriales e interceptos se consideran invariantes entre hombres y mujeres. Se concluye que el ABQ es instrumento apropiado para las investigaciones e intervenciones en el deporte del contexto mexicano.

Palabras clave: Burnout, deporte, ABQ.

ABSTRACT

Athlete Burnout Questionnaire (ABQ, Raedeke and Smith, 2001) is an instrument that measures burnout in sport, widely spread and used worldwide. In Mexico there is still no study to validate its psychometric properties. Therefore, the objective of this study is to validate Cuestionario de Burnout Deportivo, evaluating reliability, factorial validity and factorial invariance by gender. We evaluated 2612 athletes with spanish version (Balaguer, Castillo, Duda, Queded and Morales, 2011) of Athlete Burnout Questionnaire (ABQ). The results show satisfactory levels of reliability, a second-order factor structure is confirmed and factor charges and intercepts are considered invariant between men and women. It is concluded that ABQ is an appropriate instrument for research and interventions in sport of Mexican context.

Keywords: Burnout, sport, ABQ.

RESUMO

Athlete Burnout Questionnaire (ABQ; Raedeke e Smith, 2001) é um instrumento que mede o burnout específico no esporte, amplamente difundido e usado em todo o mundo. No México ainda não tem um estudo para validar as suas propriedades psicométricas, por conseguinte, o objectivo deste estudo consiste em validar o Questionário de neutralização Deportivo (ABQ) no contexto mexicano, avaliar a fiabilidade, validade fatorial de segunda ordem e a invariância fatorial por gênero. Foram avaliadas; 2612 atletas para a versão castelhana (Balaguer, Castillo, Duda, Quested e Morales, 2011) Burnout Questionário Deportivo (ABQ, Athlete Burnout Questionnaire, Raedeke e Smith de 2001). Os resultados mostram níveis satisfatórios de confiabilidade. A estrutura fatorial, cargas fatoriais e interceptos são considerados invariantes entre homens e mulheres. ABQ conclui-se que o instrumento adequado para pesquisas e intervenções no esporte do contexto mexicano.

Palavras chave: Burnout, esporte, ABQ.

INTRODUCCIÓN

La práctica del ejercicio y deporte son reconocidos por sus múltiples beneficios para la salud de las personas. A pesar de ello, el deporte puede llegar a provocar niveles altos de estrés físico, emocional y psicológico, ocasionando que el deportista ponga en riesgo su salud, reflejado a través de diversos síntomas como lesiones o padecimiento, entre otros síndromes, de *burnout*.

El *burnout* no es un objeto de estudio desconocido, pues el síndrome ha sido continuamente estudiado alrededor del mundo en distintos ámbitos. Se comenzó a analizar en 1974 por Freudenberger, el cual observó que cuando las personas no conseguían los resultados esperados, a pesar de todo el esfuerzo físico, mental y emocional realizado, padecían poco a poco una pérdida de energía, desmotivación, y falta de interés, así como síntomas de ansiedad y depresión, a lo que nombró *burnout* o “estar quemado”. Desde entonces, diferentes autores han optado por distintas definiciones del término, complementándose entre sí. En el ámbito clínico, Freudenberger conceptualizó el *burnout* como “una sensación de fracaso y una existencia agotada o gastada que resulta de una sobrecarga por las exigencias de energía, los recursos personales y la fuerza espiritual del trabajador” (Freudenberger, 1974, p. 160). Por su parte, en el contexto laboral, Maslach (1976) lo definió como un proceso gradual de fatiga y reducido compromiso. Maslach y Jackson (1981) proponen que es una respuesta al prolongado estado de estrés laboral, resultando en encontrarse

emocionalmente agotado, así como un conjunto de sentimientos negativos hacia las actividades laborales y las personas con las que se trabaja. Dichos autores lo definieron como un síndrome psicológico tridimensional caracterizado por una sensación de agotamiento emocional, despersonalización y reducida sensación de logro entre profesionales que trabajan en el área de servicios humanos.

Específicamente en el área de la psicología del deporte, diferentes investigaciones conceptualizan el *burnout* como un síndrome psicofisiológico y una condición disfuncional caracterizada por tres dimensiones: 1) el agotamiento emocional y físico (AEF), el cual está asociado con cargas intensas de entrenamiento, el estrés de las competiciones y el poco lapso de descanso; 2) la reducida sensación de logro (RSL), la cual se caracteriza por una baja autopercepción del desempeño; y 3) la devaluación de la práctica deportiva (DPD), la cual tiene relación con la percepción del propio deportista sobre el desinterés de su práctica (Arce, De Francisco, Andrade, Arce y Raedeke, 2010; Cantú-Berrueto, 2016; Cantú-Berrueto, López-Walle, Castillo, Ponce, Álvarez, y Tomas, 2015; Raedeke, 1997; Raedeke, Arce, De Francisco, Seoane, y Garcés, 2013; Raedeke y Smith, 2004; Reynaga-Estrada y Pando, 2005; Schaufeli y Buunk, 2003).

Basándose en los planteamientos anteriores, Raedeke y Smith (2001) elaboran un instrumento de medida el *Athlete Burnout*

Cuestionario de Burnout Deportivo en México

Questionnaire (ABQ), compuesto por las tres dimensiones establecidas por la teoría: el agotamiento emocional y físico, la reducida sensación de logro y la devaluación de la práctica deportiva; las cuales se conforman por cinco ítems cada una. Desde entonces, se han realizado investigaciones a nivel mundial con apoyo de dicho instrumento, el cual está validado en países como Colombia (Arce, De Francisco, Andrade, Ferraces y Raedeke, 2012), Francia (Isoard-Gauthier, Oger, Guillet, y Martin-Krumm, 2010), España (Arce, De Francisco, Andrade, Seoane, Raedeke, 2012), así como la adaptación al idioma portugués (De Francisco, Lopes-Furtado y Arce, 2018).

En México, se ha utilizado la versión al castellano de Balaguer, Castillo, Duda, Quested y Morales (2011), asociado con otras variables que, de forma indirecta, han analizado sus propiedades psicométricas. Por ejemplo, Ovalle (2016), con una muestra de 584 futbolistas universitarios, investiga de forma preliminar las propiedades psicométricas del ABQ, obteniendo como resultado que al eliminar dos ítems de la subescala *Reducida Sensación de Logro* aumenta la fiabilidad de dicha escala (de .63 a .87), y aumenta también la fiabilidad unifactorial (de .94 a .96). También, Cantú-Berrueto (2016), con una muestra de 2413 deportistas universitarios, confirma la fiabilidad del ABQ, al eliminar dos ítems, obteniendo resultados similares a Ovalle (2016). Por su parte, Aguirre, Tristán, López-Walle, Tomás y Zamarripa (2016), con una muestra de 177 hombres jugadores de fútbol, relacionaron los estilos interpersonales del entrenador, las frustraciones de las necesidades psicológicas y el *burnout*, donde reportaron una consistencia interna aceptable para el ABQ (.88). Además, Barbosa-Luna, Tristán, Tomás, González y López-Walle (2017), con una muestra de 745 deportistas universitarios, pusieron a prueba un modelo estructural para la predicción de los afectos y el *burnout*, para el cual utilizaron el ABQ, y la fiabilidad de las tres subescalas fue satisfactoria (*Reducida Sensación de Logro* = .76;

Agotamiento Emocional y Físico = .90; Devaluación de la Práctica Deportiva = .87).

Otro aspecto analizado para consolidar la validez discriminante del instrumento ha sido analizar si existen diferencias en el nivel del *burnout* entre los hombres y las mujeres. Se encontraron investigaciones que realizan la comparación por género. De Francisco, Garcés de los Fayos y Arce (2013), con una muestra de 442 deportistas españoles (52,9% hombres; 47.1% mujeres) contrastaron y analizaron la prevalencia del *burnout* a partir de dos instrumentos de evaluación: el ABQ (Arce et al., 2012) y la versión simplificada del Inventario de Burnout en Deportistas (IBD-R, Garcés de Los Fayos, De Francisco y Arce, 2012). Entre los análisis realizados en esta investigación, contrastaron los niveles del *burnout* con variables sociodemográficas, entre ellas el género, no encontrando diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en la puntuación total de *burnout* en ninguno de los dos cuestionarios utilizados, IBD-R y ABQ. Por el contrario, Cantú-Berrueto (2016), con una muestra de 2413 deportistas universitarios mexicanos (Hombres = 59%; Mujeres = 41%), encontró diferencias significativas entre hombres y mujeres, donde los hombres presentaron un mayor índice de *burnout* en comparación a las mujeres.

A pesar de que existen estudios que en México han utilizado la versión al castellano (Balaguer et al., 2011) del ABQ, empleando el instrumento para poner a prueba modelos estructurales, y asociando el *burnout* con otras variables, no se cuenta aún con un estudio que valide sus propiedades psicométricas. Es por ello que el objetivo de este estudio es analizar las propiedades del Cuestionario de Burnout Deportivo (ABQ) para su validación en el contexto mexicano, evaluando sus propiedades de fiabilidad, la validez factorial de segundo orden, y la invarianza factorial por género.

MÉTODO

Diseño

El diseño que se utilizó fue de tipo no experimental, transversal, comparativo y cuantitativo (Hernández, Fernández y Baptista, 2014), a través de un cuestionario que mide un solo constructo por medio de tres factores. En una primera instancia, se describe la información sociodemográfica, lo que permitió la organización de los datos para los análisis estadísticos, para posteriormente continuar con la aplicación del instrumento. En el apartado de procedimiento se detalla la aplicación de cada una de las recogidas de datos.

Participantes

La muestra está compuesta por 2612 deportistas, 1372 mujeres (52.5%) y 1240 hombres (47.5%), de edades comprendidas entre 16 y 28 años ($M = 21.16$; $DT = 2.04$), los cuales fueron participantes de las Universiadas Nacionales de México en los años 2015 y 2017. El 26.6% de los deportistas participaron en disciplinas individuales (ajedrez, atletismo, gimnasia aeróbica, halterofilia, judo, tenis, tenis de mesa, tiro con arco y triatlón) y el 73.4% en disciplinas de conjunto o equipo (basquetbol, beisbol, handball, fútbol asociación, fútbol bandera, fútbol rápido, voleibol de playa, voleibol de sala y softbol).

Instrumentos

Se utilizó la versión al castellano (Balaguer et al., 2011) del Cuestionario de Burnout Deportivo (*Athlete Burnout Questionnaire*; ABQ; Raedeke y Smith, 2001). La escala consta de 15 ítems distribuidos en tres subescalas: Reducida Sensación de Logro (RSL), Agotamiento Físico y Emocional (AEF) y Devaluación de la Práctica Deportiva (DPD), conformadas por 5 ítems cada una. Los ítems se califican de forma que, a mayor respuesta numérica del deportista, mayor es grado de burnout experimentado, con la excepción de los ítems 1 y 14 de la subescala RSL, que están formulados de forma inversa, esto es, a menor respuesta numérica, es mayor el grado de burnout. La escala de respuesta es tipo Likert la cual oscila de un rango de (1) Casi nunca a (5) Casi siempre.

Los resultados obtenidos en investigaciones previas apoyan que la escala puede ser utilizada tanto de forma trifactorial (e.g., Balaguer et al., 2011;

Isoard-Gauthier et al., 2010; Readeke y Smith, 2001), como unifactorial (e.g., Jowett, Hill, Hall y Curran, 2016; Ziemainz, Drescher, Schipfer y Stoll, 2015). Además, el instrumento ha mostrado niveles satisfactorios de fiabilidad (Aguirre et al., 2016; Arce et al., 2012; Balaguer et al., 2011; Barbosa-Luna et al., 2017; Cantú-Berrueto, 2016; Castillo, González, Fabra, Mercé y Balaguer, 2012; De Francisco, Arce, Andrade, Arce y Raedeke, 2009; De Francisco et al., 2018; Ovalle, 2016; Raedeke y Smith, 2001)..

Procedimiento

Se solicitó el permiso a los comités organizadores de las Universiadas Nacionales 2015 y 2017 para instalar módulos en los hoteles que fueron sede de los equipos participantes, y así poder entrar en contacto con los deportistas y administrar los cuestionarios. Tras el pertinente consentimiento y la autorización también de los entrenadores de cada equipo, se realizó la aplicación del instrumento. En primer lugar, se informaba a los deportistas de los objetivos del estudio, que su participación era de manera voluntaria y sin remuneración alguna, y del trato de confidencialidad de los datos personales por ellos aportados. Una vez aceptada su participación, se les entregaba el cuestionario y se supervisó su cumplimentación para poder resolver las posibles dudas surgidas.

Análisis estadístico

Se calcularon estadísticos descriptivos de las variables de estudio, y se analizaron la asimetría y curtosis para conocer la distribución de las puntuaciones en el ABQ. Se emplea el análisis alfa de Cronbach para evaluar la consistencia interna del cuestionario y las subescalas del instrumento, y se realizaron análisis de correlacionales (Pearson) para observar las pautas de variación común entre las escalas y estimar la multicolinealidad entre las variables. Mediante la prueba *t* de Student para muestras independientes se analizan las diferencias entre hombres y mujeres, y se emplea el coeficiente *d* de Cohen para obtener el tamaño del efecto (Cohen, 1988; Ferguson, 2009).

En el análisis factorial confirmatorio, la bondad del ajuste global del modelo se estimó con los siguientes índices: la razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (χ^2/DF), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice de ajuste no

Cuestionario de Burnout Deportivo en México

normalizado (NNFI), el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) y el criterio de información de Akaike (AIC).

Asimismo, se realizó un análisis factorial confirmatorio de segundo orden mediante el programa estadístico IBM SPSS AMOS v. 20.0 (Arbuckle, 2011). Para dicho análisis se utilizaron diversos índices de ajuste: el índice de ajuste normativo (NFI) y el índice de ajuste comparativo (CFI). Para ambos índices los datos aceptables que se tomaron en cuenta fueron por encima del 0.90. Respecto a la raíz del promedio del error de aproximación (RMSEA), se asume que los valores de RMSEA por debajo de 0.08 indican un ajuste aceptable de los datos (Hu y Bentler, 1995).

Fueron empleados los programas IBM SPSS Statistics v. 24, para el análisis de descriptivos,

fiabilidad y correlaciones, y el IBM SPSS AMOS v. 20.0, para realizar el análisis factorial confirmatorio y análisis de invarianza.

RESULTADOS

Estadísticos descriptivos

Los resultados de los estadísticos descriptivos de cada uno de los ítems que componen el Cuestionario de Burnout del Deportista (ABQ) se muestran en la Tabla 1. La media de los ítems oscila entre 1.66 ($DT = 1.10$) del ítem 15, y 2.67 ($DT = 1.12$) del ítem 2. La asimetría y la curtosis reflejan una distribución normal, encontrándose en los parámetros aceptados $[-2, 2]$ (Muthé y Keplan 1985, 1992; Bandalos y Finney, 2010).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos, asimetría y curtosis de los ítems del ABQ.

Ítems	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis
<i>Reducida Sensación de Logro</i>				
1. Estoy logrando muchas cosas valiosas en mi deporte. R	1.92	0.76	0.35	-0.62
5. No estoy logrando nada en el deporte.	1.79	1.10	1.30	0.71
7. Ya no estoy rindiendo más de mi capacidad en el deporte.	2.13	1.15	0.73	-0.39
13. Parece que no importa lo que haga, no me desempeño tan bien como debiera.	2.01	1.12	0.89	-0.14
14. Me siento exitoso(a) en el deporte. R	2.01	0.90	0.54	-0.55
<i>Agotamiento Físico y Emocional</i>				
2. Me siento muy cansado(a) de mi entrenamiento que batallo en encontrar energía para hacer otras cosas.	2.65	1.04	0.11	-0.58
4. Me siento demasiado cansado(a) por practicar mi deporte.	2.09	1.11	0.81	-0.13
8. Me siento fastidiado(a) del deporte que realizo.	1.70	1.09	1.50	1.31
10. Me siento físicamente agotado(a) por mi deporte.	1.98	1.09	0.95	0.07
12. Estoy exhausto(a) por las demandas físicas y mentales del deporte.	1.98	1.08	0.93	0.07
<i>Devaluación de la Práctica Deportiva</i>				
3. El esfuerzo que hago en el deporte sería mejor si lo hiciera para otras cosas.	2.39	1.19	0.45	-0.77
6. Ya no me intereso mucho sobre mi desempeño en el deporte como lo hacía antes.	2.05	1.19	0.86	-0.33
9. No me implicó tanto en mi deporte como solía hacerlo.	2.06	1.18	0.85	-0.31
11. Me siento menos preocupado(a) por ser exitoso(a) en el deporte como antes solía estarlo.	2.24	1.22	0.63	-0.67
15. Tengo sentimientos negativos hacia el deporte.	1.62	1.03	1.71	2.06

Nota: *M*= Media, *DT*= Desviación típica, R = ítem inverso.

Análisis de correlaciones

El análisis de correlación de Pearson muestra que el ítem 1 no correlaciona significativamente con los ítems 2 ($r = -.001$) y 3 ($r = .010$), y el ítem 14 correlaciona de manera baja pero significativa con el resto de los ítems. Por su parte, los demás ítems muestran correlaciones positivas y significativas ($p < .01$) que oscilan entre el $r = .30$ y $r = .74$.

Fiabilidad

A continuación, se confirmaron los tres factores, mediante el promedio obtenido de los ítems que lo conforman. Los estadísticos descriptivos, la consistencia interna a través del coeficiente de Alfa de Cronbach, la fiabilidad compuesta (CR), y la varianza media extractada de la escala (AVE) de las subescalas,

se pueden observar en la Tabla 2. El análisis de fiabilidad a través del coeficiente alfa de Cronbach mostró que las tres subescalas presentan una buena consistencia interna, demostrando que sus ítems miden un mismo constructo y están altamente correlacionados (George y Mallery, 2003). La escala general obtiene un $\alpha = .92$, siendo la fiabilidad en las subescalas de $\alpha = .75$ en RSL, $\alpha = .87$ en AEF y $\alpha = .83$ en BDP. Asimismo, los resultados de la fiabilidad compuesta (CR) de las subescalas son superiores a .70, en un rango de .93 y .99, lo cual prueba la consistencia interna de las subescalas (Hair, Black, Babin, y Anderson, 2009). Por su parte, los resultados de la varianza media extractada de las tres subescalas mostraron valores adecuados, en este caso superiores a .50 (Fornell y Larcker, 1981), en un rango entre 1.87 y 16.68.

Tabla 2. Medias, desviación típica y fiabilidad de la escala y las subescalas del ABQ.

Subescalas / Escala total	M	DT	α	CR	AVE
RSL	1.97	0.72	.75	0.99	16.68
AEF	2.08	0.88	.87	0.96	2.18
DPD	2.06	0.89	.83	0.93	1.87
BD	2.04	0.75	.92		

Nota: M= Media; DT= Desviación Típica; α = Alfa de Cronbach; CR= Fiabilidad compuesta; AVE= Varianza Media Extractada; RSL= Reducida Sensación de Logro; AEF= Agotamiento Físico y Emocional; DPD= Devaluación de la Práctica Deportiva; BD= Burnout Deportivo

Análisis descriptivos de las subescalas por género

A continuación, se presentan los estadísticos descriptivos del instrumento y sus subescalas por género, la consistencia interna, y el análisis de diferencias a través de la prueba t de Student para muestras independientes (véase Tabla 3). Los

resultados confirman la existencia de diferencias estadísticamente significativas entre los hombres y mujeres ($p < .01$) en todas las escalas, si bien los valores d para el tamaño del efecto muestran la pequeña magnitud de las diferencias.

Tabla 3. Análisis descriptivos y prueba t de las subescalas por género.

Subescalas/ Escala total	Hombres					Mujeres					t	d
	M	DT	Min.	Max.	α	M	DT	Min.	Max.	α		
RSL	2.02	0.75	1	4	.75	1.93	0.69	1	4	.75	3.27**	0.12
AEF	2.20	0.95	1	5	.88	1.97	0.79	1	5	.85	6.90**	0.26
DPD	2.22	0.97	1	5	.85	1.93	0.80	1	5	.79	8.40**	0.32
BD	2.15	0.82	1	4	.93	1.94	0.67	1	4	.91	7.05**	0.28

Nota: α = Coeficiente de alfa de Cronbach; ** = $p < .01$; RSL = Reducida Sensación de Logro; AEF = Agotamiento Físico y Emocional; DPD = Devaluación de la Práctica Deportiva; BD = Burnout Deportivo.

Cuestionario de Burnout Deportivo en México

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Los índices de bondad de ajuste del modelo del ABQ fueron adecuados y confirman la estructura de la escala: $\chi^2 = 1562.30$; $gl = 84$; $RMSEA = .08$; $NNFI = .93$ y $CFI = .93$. Los valores de las saturaciones factoriales obtenidas del modelo son estadísticamente significativos ($p < .001$), con valores iguales o superiores a 0.60.

Análisis de invarianza factorial por género

Se realizaron una serie de análisis factoriales confirmatorios multimuestra. En primera instancia, el contraste factorial comenzó con un análisis preliminar en el que se examinó por separado los índices de bondad de ajuste de la estructura del ABQ en la

muestra de hombres (Modelo-M0a) y en la muestra de mujeres (Modelo-M0b). Como se observa en la Tabla 4, los índices de ajuste NNFI, CFI y RMSEA de los Modelos M0a y M0b resultaron adecuados, siendo todos los parámetros estimados estadísticamente significativos.

Posteriormente, se realizaron los análisis multimuestra en donde se crearon nuevos modelos anidados. El Modelo 1 (M1) examinó la invarianza estructural del ABQ en los dos grupos analizados (Hf: la misma forma sin ninguna restricción). Los resultados mostraron adecuados índices de ajuste ($RMSEA = .06$; $NNFI = .92$; $CFI = .93$), por lo que la estructura factorial del ABQ es invariante en los dos grupos comparados. Este modelo se consideró como referencia para la siguiente anidación de restricciones.

Tabla 4. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial del ABQ en hombres y mujeres. Comparación entre los modelos anidados

Modelo	Tipo de modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	NNFI	CFI	RMSEA	AIC	D gl	p	DNNFI	DCFI	DRMSEA
MOa	Línea base hombres	791.82	84	9.42	0.93	0.94	0.08	863.82					
MOb	Línea base mujeres	880.81	84	10.48	0.91	0.97	0.08	952.81					
M1	Modelo base sin restricciones (Hf)	1672.63	168	9.95	0.924	0.931	0.059	1816.63					
M2	Invarianza cargas factoriales (Hx)	1775.05	180	9.86	0.919	0.927	0.058	1895.05	12	0.00	0.005	0.004	0.001
M3	M2 + Invarianza intercepto (Hi)	1796.19	182	9.86	0.918	0.926	0.058	1912.19	14	0.00	0.006	0.005	0.001
M4	M3 + Medias latentes	1850.03	183	10.10	0.916	0.923	0.059	1964.03	15	0.00	0.008	0.008	0.000
M5	M3 + Diferencia de medias latentes	1863.83	186	10.02	0.915	0.923	0.059	1971.83	18	0.00	0.009	0.008	0.000

Nota: Todas las comparaciones de los índices D fueron realizados con respecto al modelo sin restricciones (M1); $p < .01$.

A continuación, se presentan tres nuevos modelos (M2, M3, M4), cada uno de ellos anidados en el anterior. El Modelo 2 (M2) muestra la equivalencia en la matriz de cargas factoriales (Hx: $Lx(H) = Lx(M)$), donde (H) representa a los hombres y (M) a las mujeres. El modelo mostró adecuados índices de ajuste ($RMSEA = .06$; $NNFI = .92$; $CFI = .93$), siendo muy similares a los índices de ajuste obtenidos en el M1 (diferencia inferior entre índices de ajuste: $\Delta_{RMSEA} = < .00$; $\Delta_{NNFI} = < .00$ y $\Delta_{CFI} = < .00$), lo que indica que no hay diferencias entre el modelo de línea base (M1) y el modelo con la restricción de las cargas factoriales (M2). Por tanto, no existen diferencias entre las cargas factoriales por género.

El Modelo 3 (M3) agrega la equivalencia entre interceptos (HLxt: $Lx(H) = Lx(M)$; $t(H) = t(M)$). Los índices de ajuste son aceptables ($RMSEA = .06$; $NNFI = .92$; $CFI = .93$). Al comparar los índices con los obtenidos en el modelo base (M1), la diferencia entre los valores NNFI (Δ_{NNFI}) y RMSEA (Δ_{RMSEA}) no excede el valor criterio de .01.

Como se obtuvieron adecuados índices de bondad de ajuste para los modelos M2 y M3, el siguiente paso fue comprobar si existen diferencias entre las medias de las variables latentes y estimar la magnitud de esa diferencia, para ello, el Modelo 4 (M4) impone la invarianza de cargas factoriales, interceptos y de las medias latentes de las subescalas.

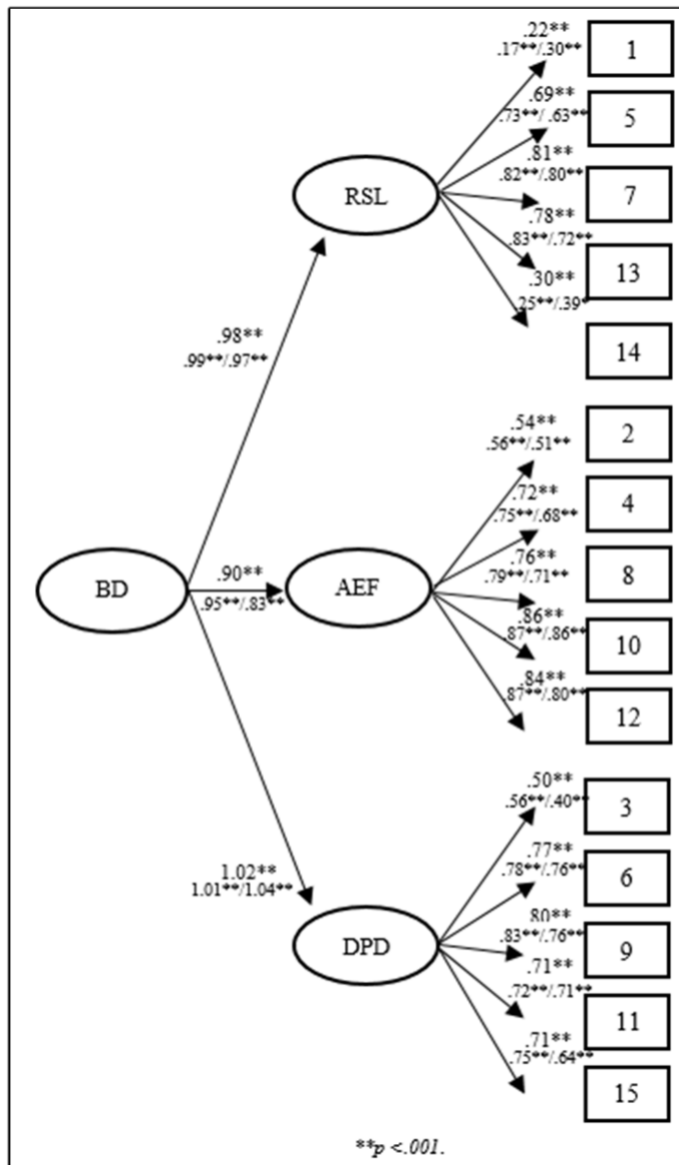
Salazar-González, Cantú-Berrueto, López-Walle, Berengüi

Como se observa en la Tabla 4, este modelo presentó índices de ajuste aceptables (RMSEA = .06; NNFI = .92; CFI = .92), y así mismo, las diferencias entre los índices (Δ_{NNFI} y Δ_{CFI}) de este modelo con respecto al M1 son iguales o menores a .01, de tal forma que la invarianza entre medias latentes fue confirmada. También, en el Modelo 5 se confirma la invarianza de las medias latentes.

Por su parte, el índice de Akaike (1987) sufre un incremento considerable ($AICM4-M1 = 1964.03 -$

$1816.63 = 147.4$). Cabe resaltar que, respecto a los índices, a menor valor, mayor parsimonia del modelo, lo que refleja que los valores menores del *AIC* corresponden a los modelos con mejor ajuste, y los modelos con mayor imposición de restricciones presentan valores altos de *AIC*, por lo que tienden a ser modelos sobreidentificados.

En la Figura 1 se muestra el análisis factorial confirmatorio y la invarianza factorial por género (hombres/mujeres) del ABQ.



Nota. En la parte superior, se muestra las saturaciones estandarizadas del AFC de segundo orden con toda la muestra y en la parte inferior las saturaciones por género.

Figura 1: Análisis factorial confirmatorio e invarianza por género (H/M) del ABQ

Cuestionario de Burnout Deportivo en México

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El objetivo de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Burnout Deportivo (ABQ) para su validación en el contexto mexicano, evaluando la fiabilidad, la validez factorial de segundo orden y la invarianza factorial por género, y donde la estructura original del ABQ, con sus tres subescalas y sus 15 ítems originales, se puso a prueba.

Los resultados nos llevan a respetar la permanencia de la totalidad de los ítems de la escala, a diferencia de los estudios previos realizados en México que sugieren eliminar los ítems 1 y 14 de la subescala RSL para un mejor ajuste de la misma (Cantú-Berrueto, 2016; Ovalle, 2016). Con la permanencia de los 15 ítems, se obtuvieron resultados estadísticamente significativos en los análisis confirmatorios. Los índices de ajuste resultaron aceptables, siguiendo las recomendaciones de Hu y Bentler (1995) y Schreiber, Nora, Stage, Barlow, y King (2006).

Posteriormente, se analizó la estructura del modelo por separado entre hombres y mujeres, donde se obtuvieron resultados significativos e índices de ajuste adecuados para ambos sexos. Así mismo, con los resultados obtenidos en las comparaciones de las medias de hombres y mujeres, coincidimos con Cantú-Berrueto (2016), al obtener diferencias significativas entre las medias reportadas. Estas diferencias fueron en los tres factores, Reducida Sensación de Logro, Agotamiento Emocional y Físico y Devaluación de la Práctica Deportiva, siendo mayores en los hombres que en las mujeres que participaron en el estudio. También, los hombres presentan una media más alta en la escala general en comparación con las mujeres, lo cual resulta interesante al poder interpretar que los hombres perciben en mayor medida que no están logrando nada en su deporte, relacionado directamente con el desempeño, reportando también cansancio físico para continuar en las prácticas, y con sentimientos negativos y desinterés por el deporte en comparación con las mujeres, según los planteamientos de Raedeke (1997) y Raedeke y Smith (2001).

Con base a las pequeñas diferencias entre las medias de los hombres y las mujeres, se puso a prueba la estructura factorial del instrumento a través de los análisis de invarianza por género, donde los AFC realizados en cada muestra por separado apoyan la estructura factorial del instrumento, debido a que el AFC multimuestra revela que la estructura factorial es equivalente en ambas muestras. Asimismo, se confirma la invarianza en las cargas factoriales y en los interceptos. Con base a estos resultados, se puede considerar que el ABQ resulta un instrumento válido y confiable para realizar, en un futuro, estudios transculturales de comparación de medias entre hombres y mujeres.

Para concluir, los resultados de este estudio ofrecen contribuciones hacia el marco del burnout debido a la solidez en las características psicométricas antes mencionadas, los resultados tienen el potencial para confirmar la validez del constructo del Cuestionario de Burnout Deportivo (ABQ) en deportistas mexicanos, cumpliendo con el objetivo de la presente investigación

APLICACIONES PRÁCTICAS

Tomando como punto de partida los problemas de salud en México, los cuales pueden disminuir con la práctica deportiva saludable, nos vemos en la necesidad de realizar programas de prevención del síndrome de burnout, tanto en la actividad física como en el deporte amateur y de alto rendimiento, ya que el burnout puede provocar abandono deportivo, lo cual afecta de manera directa con el aumento de sedentarismo y, por ende, en dichos problemas de salud. Los resultados obtenidos en el estudio muestran un instrumento apropiado, que servirá como facilitador de nuevas investigaciones e intervenciones en el deporte dentro del contexto mexicano, y garantizando la fiabilidad de futuros estudios.

AGRADECIMIENTOS

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) y a la Red Temática: "Conducta Saludable con Deporte de Calidad" (REDDECA) por todo el apoyo brindado para la elaboración y publicación de esta investigación.

REFERENCIAS

1. Aguirre, H., Tristán, J., López-Walle, J., Tomás, I. y Zamarripa, J. (2016). Estilos interpersonales del entrenador, frustración de las necesidades psicológicas básicas y el burnout: un análisis longitudinal en futbolistas. *Retos*, 30, 132-137.
2. Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, 317-332. Doi: 10.1007/BF02294359
3. Arce, C., De Francisco, C., Andrade, E., Arce, I., y Raedeke, T. (2010). Adaptación española del Athlete Burnout Questionnaire (ABQ) para la medida del burnout en futbolistas. *Psicothema*, 22(2), 250-255.
4. Arce, C., De Francisco, C., Andrade, E., Ferraces, M., y Raedeke, T. (2012). Adaptación del ABQ para la evaluación del burnout en deportistas colombianos. *Revista Iberoamericana de Psicología del Ejercicio y el Deporte*, 7(2), 271-286.
5. Arce, C., De Francisco, C., Andrade, E., Seoane, G., y Raedeke, T. (2012). Adaptation of the Athlete Burnout Questionnaire in a Spanish Sample of Athletes. *The Spanish Journal of Psychology*, 15(3), 1529-1536. doi: 10.5209/rev_SJOP.2012.v15.n3.39437.
6. Arbuckle, J.L. (2011). *IBM SPSS Amos 20 user's guide*. Crawfordville, FL: Amos Development Corporation.
7. Balaguer, I., Castillo, I., Duda, J. L., Quested, E., y Morales, V. (2011). Predictores socio-contextuales y motivacionales de la intención de continuar participando: Un análisis desde la SDT en danza. *Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 25(7), 305-319. doi: 10.5232/ricyde2011.02505
8. Bandalos, D. L. y Finney, S. J. (2010). Factor Analysis: Exploratory and Confirmatory. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (Eds.), *The Reviewer's Guide to Quantitative Methods in the social Sciences* (93-114). New York: Routledge.
9. Barbosa-Luna, A., Tristán, J., Tomás, I., González, A., y López-Walle, J. (2017). Climas motivacionales, motivación autodeterminada, afectos y burnout en deportistas: enfoque multinivel. *Acción Psicológica*, 14(1), 105-117.
10. Cantú-Berrueto, A. (2016). *Estilo interpersonal del entrenador, procesos psicológicos mediadores, bienestar y malestar en deportistas universitarios mexicanos*. (Tesis inédita doctoral). Universidad Autónoma de Nuevo León, Nuevo León, México.
11. Cantú-Berrueto, A., López-Walle, J., Castillo, I., Ponce, N., Álvarez, O., y Tomás, I. (2015). Burnout en el deporte. En J. López-Walle, M. Rodríguez, O. Ceballos, y J. Tristán (Eds.), *Psicología del deporte: Conceptos, aplicaciones e investigación* (pp. 55-59). México: Universidad Autónoma de Nuevo León.
12. Castillo, I., González, L., Fabra, P., Mercé, J., y Balaguer, I. (2012). Estilo interpersonal controlador del entrenador, frustración de las necesidades psicológicas básicas, y burnout en futbolistas infantiles. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 12(1), 143-146. doi: 10.4321/S1578-84232012000100014
13. Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
14. De Francisco, C., Arce, C., Andrade, E., Arce, I., y Raedeke, T. (2009). Propiedades psicométricas preliminares de la versión española del Athlete Burnout Questionnaire en una muestra de jóvenes futbolistas. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 9(2), 45-56.
15. De Francisco, C., Garcés de Los Fayos, E. J. y Arce, C. (2013). Burnout en deportistas: Prevalencia del síndrome a través de dos medidas. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 14(1), 29-38. doi: 10.4321/S1578-84232014000100004
16. De Francisco, C., Lopes-Furtado, E. y Arce, C. (2018). Adaptação do ABQ para a medida do burnout em jovens jogadores de futebol cabo-verdianos. *Revista de Psicología del Deporte*, 27(1), 77-86.
17. Ferguson, C. J. (2009). An effect size primer: A Guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, 40(5), 532-538.
18. Fornell, C., y Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of*

Cuestionario de Burnout Deportivo en México

- Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi: 10.1177/002224378101800104
19. Freudenberger, H. J. (1974). Staff Burnou. *Journal of Social Issues*, 30(1), 159-165.
20. Garcés de Los Fayos, E. J., De Francisco, C., y Arce, C. (2012). Inventario de Burnout en Deportistas Revisado (IBD-R). *Revista de Psicología del Deporte*, 21, 271-278.
21. George, D., y Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update* (4th ed.). Boston: Allyn & Bacon.
22. Hair, J., Black, W., Babin, B., y Anderson, R. (2009). *Multivariate data analyses* (7ª ed.). New York: Prentice.
23. Hernández, R., Fernández, C., y Baptista, P. (2014). *Metodología de la Investigación*. México: McGraw-Hill/Interamericana Editores.
24. Hu, L., y Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling. Concepts, issues and applications* (76-99). California: Sage Publications. 76-99.
25. Isoard-Gauthier, S., Oger, M., Guillet, M., y Martin-Krumm, C. (2010). Validation of a French version of the Athlete Burnout Questionnaire (ABQ) in Competitive Sport and Physical Education Context. *European Journal of Psychological Assessment*, 26(3), 203-211. doi: 10.1027/1015-5759/a000027
26. Jowett, G. E., Hill, A. P., Hall, H. K., y Curran, T. (2016). Perfectionism, burnout and engagement in youth sport: The mediating role of basic psychological needs. *Psychology of Sport and Exercise*, 24, 18-26. doi: 10.1016/j.psychsport.2016.01.001
27. Maslach, C. (1987). *Burned-out*. *Human Behavior*, 5(9), 16-22.
28. Maslach, C., y Jackson, S. E. (1981). *Maslach Burnout Inventory*. Palo Alto, California: Consulting Psychological Press.
29. Muthén, B., y Kaplan D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189. doi: 10.1111/j.2044-8317.1985.tb00832.x
30. Muthén, B., y Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45(1), 19-30. doi: 10.1111/j.2044-8317.1992.tb00975.x
31. Ovalle, J. (2016). *Propiedades Psicométricas del Cuestionario de Burnout del Atleta en Futbolistas Universitarios de la UANL*. (Tesis inédita de Maestría). Universidad Autónoma de Nuevo León, Nuevo León, México.
32. Raedeke, T. D. (1997). Is athlete burnout more than just stress? A sport commitment perspective. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 19, 396-417. doi: 10.1123/jsep.19.4.396
33. Raedeke, T. D., Arce, C., De Francisco, C., Seoane, G. y Ferraces, M. (2013). The construct validity of the Spanish version of the ABQ using a multi-trait/multi-method approach. *Anales de Psicología*, 29(1), 693-700. doi: 10.6018/analesps.29.3.175831
34. Raedeke, T. D., y Smith, A. L. (2001). Development and preliminary validation of a measure of athlete burnout. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 23, 281-306. Doi: 10.1123/jsep.23.4.281
35. Reynaga, P., y Pando, M. (2005). Relación del síndrome de agotamiento crónico (Burnout) con el trastorno psicológico potencial en jóvenes deportistas. *Investigación en Salud*, 7(3), 153-160.
36. Schaufeli, W. B., y Buunk, B. P. (2003). Burnout: An overview of 25 years of research and theorizing. En M. J. Schabracq, J. A. M. Winnubst, y C. L. Cooper (Eds.), *Handbook of work and health psychology* (pp. 383-425). Chichester England: Wiley.
37. Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-337.
38. Ziemainz, H., Drescher, A., Schipfer, M., y Stoll, O. (2015). An explorative study of possible

Salazar-González, Cantú-Berrueto, López-Walle, Berengüí

demographic variables, sports-related situational variables, and social variables as predictors of athlete burnout and its core dimensions among German non-elite endurance athletes. *Advances in Physical Education*, 5, 60-69. doi: 10.4236/ape.2015.51008.