

Composición factorial del cuestionario ABPEF en universitarios mexicanos

Judith Margarita Rodríguez Villalobos*, Jesús Viciano Ramírez**, José Leandro Rodríguez*** y José René Blanco Ornelas^{1*}

FACTOR COMPOSITION OF THE ABPEF QUESTIONNAIRE IN MEXICAN UNIVERSITY STUDENTS

KEYWORDS: Instrumental study, Factor structure, Construct validation, Factor invariance.

ABSTRACT: The current study aims to search if the psychometric results proposed by Niñerola et al. (2006) for the Barriers for the Practice of Physical Activity Scale (BPPAS) are replicated in Mexican university students. A total of 1528 Mexican university students participated in this study (average age = 20.78 ± 2.45 years). The factor structure of the BPPAS was conducted by confirmatory factor analyses that showed a feasible and adequate four-factor structure. The four factors (body image, fatigue, obligations, and environment), attending to statistical and substantive criteria, have shown fit indices of reliability and validity. Moreover, the factor structure, the standardized regression weights, and the intercepts were considered as invariants between athletic and non-athletic participants, obtaining differences in the factors punctuations. Future research should replicate these findings in wider samples.

En la sociedad actual se asume la actividad física (AF) como variable esencial en la salud de las personas (Reiner, Niermann, Jekauc y Wol, 2013). Además, los hábitos saludables adquiridos en edades tempranas resultan claves para obtener y mantener una salud óptima a lo largo de la vida (Longmuiremail, Colley, Wherley y Tremblay, 2014). Sin embargo, existen numerosos hallazgos en relación a la inactividad física y la consecuente dificultad en la adquisición de estilos de vida activos en los jóvenes (Cuenca-García et al., 2014). Debido a esta evidencia, la lucha contra el sedentarismo y el incremento de la AF entre los jóvenes es un importante reto de salud pública y una prioridad científica (Gillis et al., 2013). Los estudios con población adulta han demostrado que los niveles son aún menores que en edades escolares (Cocca, Liukkonen, Mayorga-Vega y Viciano, 2014; Reiner et al., 2013), debido a la disminución anteriormente comentada de motivación a lo largo de la vida y de los efectos longitudinales de repercusión en la adultez (Zimmermann-Sloutskis, Wanner, Zimmermann y Martin, 2010).

De acuerdo a Rodríguez-Romo, Boned-Pascual y Garrido-Muñoz (2009) en su estudio sobre motivos y barreras de práctica para la actividad física, las razones que llevan a las personas a hacer ejercicio físico o abandonarlo poseen un carácter dinámico y raramente se reducen en un solo motivo, concluyendo que dichos motivos tienen un carácter lúdico y recreativo, que están dirigidos al mantenimiento y mejora de la

salud, así como a la adquisición de un buen aspecto físico y que tanto para la práctica como para su abandono están relacionados la edad y el género. Por su parte Ramírez-Vélez, Triana-Reina, Carrillo y Ramos-Sepúlveda (2016) encontraron que las barreras mencionadas más a menudo eran el miedo a lastimarse y la falta de habilidades, seguidas de la falta de recursos y la influencia social. Otras barreras que también reportaban frecuentemente para justificar esta conducta, fueron la falta de voluntad, la falta de energía y la falta de tiempo. Mientras que Reigal, Videra, Márquez y Parra (2013), mencionan al autoconcepto físico como un determinante relevante sobre los motivos que impiden realizar actividad física.

El sedentarismo creciente en la sociedad preocupa a la comunidad científica y a los profesionales de la salud, ya que aumenta la causa de mortalidad en un 20-30% (Organización Mundial de la Salud, 2011) y provoca enormes pérdidas económicas. Por ejemplo, el Informe Eurydice de la Comisión Europea establece en el 80% de los niños europeos como practicantes de AF solo en el colegio, y además no lo compensan fuera de la escuela (European Commission/EACEA/Eurydice, 2013). Este sedentarismo conlleva billones de euros de costes directos e indirectos a la sociedad (International Sport and Culture Association, 2015).

Las barreras percibidas por la población para la realización de AF, por tanto, adquieren enorme importancia y aportan los factores cruciales para incrementar la AF realizada. Entre estas

Correspondencia: José René Blanco Ornelas. Calle Antonio Plaza, #2605, Colonia Linss, CP 31020, Chihuahua, México. Teléfono: +526141963971. E-mail: jblanco@uach.mx.

* Facultad de Ciencias de la Cultura Física, Universidad Autónoma de Chihuahua, México.

** Departamento de Educación Física y Deportiva, Universidad de Granada, España.

*** Facultad de Organización Deportiva, Universidad Autónoma de Nuevo León, México.

Agradecimientos: El presente estudio fue financiado por la Secretaría de Educación Pública-Subsecretaría de Educación Superior-Dirección de Superación Académica-Programa para el Desarrollo Profesional Docente (DE-13-6894), así como la facilidad para la financiación de la publicación (CONACYT, Red Temática REDDECA). El cuarto autor es apoyado por una beca del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología de México (CONACYT).

"Artículo remitido e invitado con revisión"

barreras, la literatura previa ha mostrado que la falta de tiempo (Steptoe et al., 2002), la influencia social ligada a la imagen corporal y otros factores socioeconómicos (Bibiloni, Pich, Córdova, Pons y Tur, 2012), o la falta de recursos (Serrano-Sanchez et al., 2011), son identificadas como causantes del nivel de sedentarismo en diferentes poblaciones.

En relación a los instrumentos de medida de estas barreras encontramos algunos aplicados principalmente en población estadounidense, como el *San Diego Health and Exercise Questionnaire* (Rauh, Hovell, Hofstetter, Sallis y Gleghorn, 1992) o el *Barriers to Being Active Quiz* (United Service Department of Human Services, 1999), de 16 y 21 ítems, respectivamente, enfocados a las barreras de realización de AF. Sin embargo la aportación en lengua española más importante es el Autoinforme de Barreras para la Práctica de Ejercicio Físico (ABPEF) de Capdevila (2005) y validado posteriormente por Niñerola et al. (2006). Se compone de 4 factores: (a) Imagen (relacionada con la ansiedad física y la preocupación sobre cómo nos ven los demás en la práctica de AF); (b) Motivación (relacionada con los motivos personales tales como la fuerza de voluntad para hacer AF); (c) Condición (relacionada con la condición física como barrera para la práctica de AF); y (d) Organización (relacionada con el tiempo y los recursos disponibles para la realización de AF).

Sin embargo, específicamente en población mexicana no encontramos instrumentos previos que apoyen la investigación sobre barreras para la práctica de AF. La importancia de comprobar la estructura factorial de un instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos poblacionales justifica esta investigación (Abalo, Lévy, Rial y Varela, 2006). Consecuentemente, el objetivo del presente estudio instrumental (Montero y León, 2005) fue comprobar la estructura factorial del ABPEF y su equivalencia psicométrica en universitarios y universitarias mexicanas deportistas y no deportistas.

Método

Participantes

La muestra de 1528 universitarios 651 deportistas y 877 no deportistas, se obtuvo mediante un muestreo por conveniencia, tratando de abarcar la representatividad de las diferentes licenciaturas de la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad Autónoma de Chihuahua. La edad de los participantes fluctuó entre los 18 y 36 años (media = 20.78 ± 2.45 años).

Instrumento

El Autoinforme de Barreras para la Práctica de Ejercicio Físico (ABPEF) de Niñerola et al. (2006) consta de 17 ítems, que se responden según una escala tipo Likert de 0 a 10 puntos, donde valores cercanos a 0 indican “una razón poco probable que me impide practicar ejercicio físico las próximas semanas”, y valores cercanos a 10 indican una “razón muy probable que me impide practicar ejercicio físico” los ítems están agrupados, de acuerdo a Niñerola et al. (2006), en cuatro factores Imagen Corporal / Ansiedad física social, Fatiga / Pereza, Obligaciones / Falta de tiempo y Ambiente / Instalaciones con índices de consistencia de .88, .82, .68, .69 y .85 respectivamente. Para nuestro estudio se hicieron dos adaptaciones a la versión de Niñerola et al. (2006): (a) la primera consistió en cambiar algunos términos utilizados en los ítems de la versión original con el fin de emplear un lenguaje más adecuado al contexto de la cultura mexicana; (b) la segunda consistió en aplicar el instrumento por medio de una computadora (figura 1) permitiendo así el almacenamiento de los datos sin previa codificación, con mayor precisión y evitando errores.

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los alumnos de las licenciaturas que se ofrecen en la Facultad de Ciencias de la Cultura Física de la Universidad Autónoma de Chihuahua. Los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación

Figura 1. Ejemplo de respuesta para los ítems del cuestionario.

correspondiente. Luego se aplicó el instrumento, antes descrito, en los laboratorios de la Facultad mencionada por medio de una computadora personal (módulo administrador del instrumento del editor de escalas de ejecución típica), en una sesión de aproximadamente 30 minutos. Al inicio de cada sesión se hizo una pequeña introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento. Se les solicitó la máxima sinceridad y se les garantizó la confidencialidad de los datos que se obtuvieran. Las instrucciones de cómo responder se encontraban en las primeras pantallas, antes del primer reactivo del instrumento. Al término de la sesión se les agradeció su participación. Finalmente se procedió a recopilar los resultados por medio del módulo generador de resultados del editor de escalas, versión 2.0 (Blanco et al., 2013).

Análisis de datos

El primer paso del análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario consistió en calcular la media, la desviaciones estándar, la asimetría, la curtosis y los índices de discriminación de cada ítem. Para luego eliminar de la escala aquellos que obtienen una curtosis o asimetría extremas o un índice de discriminación por debajo de .35. Luego, se sometieron a comparación dos modelos de medida: el ABPEF-4, que responde a una estructura de cuatro factores acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario y el ABPEF-4b que responde a la estructura factorial del modelo anterior, eliminando los ítems que no fueron suficientemente bien explicados por ese modelo. Posteriormente se calculó la fiabilidad de cada una de las dimensiones del mejor de los modelos de medida obtenido a través del Coeficiente Alpha de Cronbach (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995) y del Coeficiente Omega (Revelle y Zinbarg, 2009; Sijsma, 2009). Por último, se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial de los modelos de medida obtenidos, siguiendo las recomendaciones de Abalo et al. (2006), y se calculó nuevamente la fiabilidad de cada una de las dimensiones a través del Alfa de Cronbach y el Coeficiente Omega en cada una de las poblaciones estudiadas (deportistas y no deportistas).

Para los análisis factoriales confirmatorios se utilizó el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012), las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala sea igual a la de una de las variables observables (ítems). El método de estimación empleado fue el de Máxima Verosimilitud, siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no sólo el ajuste de un modelo teórico sino que es recomendable

comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el ajuste del modelo se emplearon el estadístico Chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) como medidas de ajuste incremental. La razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el Criterio de Información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia (Byrne, 2010; Gelabert et al., 2011).

Resultados

Análisis descriptivos e índices de discriminación

Las respuestas a todos los ítems, en la muestra total, reflejan puntuaciones medias que oscilan entre 1.02 y 4.17, y la desviación estándar ofrece, en todos los casos, valores mayores a 2.0 (dentro de un rango de respuesta entre 0 y 10). La mayoría de los valores de asimetría y curtosis se encuentran dentro del rango ± 2.0 y ± 4.0 , respectivamente, por lo que se infiere que las variables se ajustan razonablemente a una distribución normal. En cuanto a los índices de discriminación todos los ítems discriminaron satisfactoriamente con índices por encima de .45 (Brzoska y Razum, 2010).

Análisis factoriales confirmatorios

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .911; RMSEA .081; CFI .914) para el modelo ABPEF-4 que corresponde a una estructura de cuatro factores acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario, indicaron que el modelo de medición fue aceptable (Tabla 1).

Los cuatro factores del modelo ABPEF-4 explicaron aproximadamente el 64% de la varianza y seis de los 17 ítems saturaron por debajo de .70 en su dimensión prevista (ítems 1, 2, 5, 7, 14 y 17). Observándose además, intercorrelaciones moderadas entre los cuatro factores evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .961; RMSEA .065; CFI .969) del segundo modelo sometido a prueba (ABPEF-4b) que responde a la estructura factorial del modelo anterior (ABPEF-4), eliminando los ítems 1, 2, 5 y 14 que no fueron suficientemente bien explicados, indicaron que el modelo de medición ABPEF-4b fue mejor que el modelo anterior y que su ajuste era óptimo (Tabla 1). Los cuatro factores de este modelo explicaron aproximadamente el 72% de la varianza.

Por otro lado, de acuerdo a los resultados de la Tabla 2, solo uno de los 13 ítems saturó por debajo de .70 en su dimensión

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
ABPEF-4	1217.563*	.911	.081	.877	.894	.914	10.969	1.301.563
ABPEF-4b	369.890*	.961	.065	.930	.951	.969	7.398	451.890

Nota. GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = raíz del error medio; AGFI = índice corregido de la bondad de ajuste; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; CMIN/DF = índice de ajuste chi cuadrado dividido por los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike; * $p < .05$

Tabla 1. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados

prevista (ítem 17). Se observaron intercorrelaciones moderadas entre los cuatro factores evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Los factores del modelo ABPEF-4b en su mayoría obtuvieron valores de consistencia interna igual o por encima de .75, evidenciando valores aceptables para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems.

Análisis factoriales confirmatorios para deportistas y no deportistas

De acuerdo a los resultados de la Tabla 3 el análisis factorial confirmatorio de 13 ítems agrupados en cuatro factores en la muestra de deportistas fue óptimo (GFI .948 y RMSEA .075) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Por otro lado, el análisis factorial confirmatorio en la muestra de no deportistas (Tabla 3), indica nuevamente que el modelo de

medición de cuatro factores fue óptimo (GFI .956 y RMSEA .067) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

De acuerdo a los resultados de la Tabla 4, en ambas muestras, la mayoría de los ítems saturaron por encima de .70 en su dimensión prevista, lo que hace evidente una apropiada validez convergente. Se observaron intercorrelaciones moderadas entre los cuatro factores evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Invarianza de la estructura factorial entre deportistas y no deportistas

Los índices de ajuste obtenidos (Tabla 5) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos muestras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, los índices GFI=.953, CFI=.963, RMSEA=.050 y AIC=645.500 contradicen esta

Ítem	F1	F2	F3	F4
Pesos Factoriales				
3. Sentir incomodidad por el aspecto que tengo con ropa deportiva	.71			
6. Sentir que mi aspecto físico es peor que el de los demás	.79			
10. Pensar que la otra gente está en mejor forma que yo	.80			
13. Pensar que los demás juzgan mi apariencia física	.86			
16. Sentir vergüenza porque me están mirando mientras hago ejercicio	.75			
8. No estar "en forma" para practicar ejercicio		.77		
9. Falta de voluntad para ser constante		.70		
12. Notar cansancio o fatiga de forma habitual a lo largo del día		.74		
4. Tener demasiado trabajo			.73	
7. Tener demasiadas obligaciones familiares			.70	
11. No encontrar el tiempo necesario para el ejercicio			.80	
15. Encontrarme a disgusto con la gente que hace ejercicio conmigo				.81
17. Las instalaciones o los entrenadores no sean adecuados				.56
Correlaciones Factoriales				
F1	-			
F2	.79	-		
F3	.51	.73	-	
F4	.79	.69	.44	-

Nota: F1 = Imagen Corporal / Ansiedad física social F2 = Fatiga / Pereza F3 = Obligaciones / Falta de tiempo F4 = Ambiente / Instalaciones.

Tabla 2. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo ABPEF-4b.

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Solución factorial para los deportistas								
Independiente	5015.842*	.253	.312	.129	0.000	0.000	64.306	5.041.842
Saturado	0.000	1.000				1.000		182.000
4 factores	233.993*	.948	.075	.906	.942	.963	4.680	315.993
Solución factorial para las no deportistas								
Independiente	5410.846*	.334	.279	.223	0.000	0.000	69.370	5.436.846
Saturado	0.000	1.000				1.000		182.000
4 factores	247.507*	.956	.067	.920	.942	.963	4.950	329.507

Nota. GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = raíz del error medio; AGFI = índice corregido de la bondad de ajuste; TLI = índice de Tucker-Lewis; CFI = índice de ajuste comparativo; CMIN/DF = índice de ajuste chi cuadrado dividido por los grados de libertad; AIC = criterio de información de Akaike; * $p < .05$

Tabla 3. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Análisis factorial confirmatorio para deportistas y no deportistas

Ítem	Deportistas				No deportistas			
	F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4
Pesos Factoriales								
3. Sentir incomodidad por el aspecto que tengo con ropa deportiva	.71				.71			
6. Sentir que mi aspecto físico es peor que el de los demás	.76				.81			
10. Pensar que la otra gente está en mejor forma que yo	.82				.79			
13. Pensar que los demás juzgan mi apariencia física	.88				.84			
16. Sentir vergüenza porque me están mirando mientras hago ejercicio	.79				.73			
8. No estar "en forma" para practicar ejercicio		.74				.78		
9. Falta de voluntad para ser constante		.75				.64		
12. Notar cansancio o fatiga de forma habitual a lo largo del día		.74				.70		
4. Tener demasiado trabajo			.65				.74	
7. Tener demasiadas obligaciones familiares			.75				.65	
11. No encontrar el tiempo necesario para el ejercicio			.78				.78	
15. Encontrarme a disgusto con la gente que hace ejercicio conmigo				.84				.80
17. Las instalaciones o los entrenadores no sean adecuados				.61				.50
Correlaciones Factoriales								
	F1	-			-			
	F2	.88	-		.75	-		
	F3	.65	.84	-	.41	.63	-	
	F4	.84	.86	.64	-	.77	.64	.34

Nota. F1 = Imagen Corporal / Ansiedad física social F2 = Fatiga / Pereza F3 = Obligaciones / Falta de tiempo F4 = Ambiente / Instalaciones.

Tabla 4. Soluciones estandarizadas para el análisis factorial confirmatorio en ambas muestras.

conclusión, lo que nos permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la Tabla 5 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI .952) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA .048) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC 644.326) y el índice comparativo de Bentler (CFI .962) no sufren grandes variaciones respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung y Rensvold (2002), quienes sugieren que si el cálculo de la diferencia de los CFI de ambos modelos anidados disminuye en .01 o menos, se da por bueno el modelo restringido y por tanto el cumplimiento de la invarianza factorial, la diferencia entre CFIs obtenida permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Podemos concluir hasta ahora que

las cargas factoriales son equivalentes en las dos submuestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las submuestras, evaluamos la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla 5) mostraron un ajuste óptimo de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. La diferencia entre los índices comparativos de Bentler es de .009; el índice de ajuste general es .948 y el error cuadrático medio de aproximación es .054. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios alcanzaron en su mayoría valores de consistencia interna por encima de .75 en ambas muestras (no deportistas y deportistas); evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems.

Modelo	Índice de Ajuste						
	χ^2	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	481.500*	100	.953	.954	.963	.050	645.500
Invarianza métrica	498.326*	109	.952	.952	.962	.048	644.326
Invarianza factorial fuerte	648.788*	119	.948	.948	.953	.054	774.788

Nota. GFI = índice de bondad de ajuste; NFI = índice de ajuste normado; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = raíz del error medio; AIC = criterio de Información de Akaike; * $p < .05$

Tabla 5. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial.

Contrastes de las medias de los factores entre deportistas y no deportistas

Una vez comprobada la invarianza factorial, las diferencias entre las medias de los factores de los dos grupos se estimaron tomando como referente la muestra de deportistas, fijando en 0 el valor de las medias para dicha muestra y estimando libremente el valor de las medias para la muestra de no deportistas. Las restricciones sobre los coeficientes de regresión e interceptos requeridos para los contrastes entre las medias se realizaron automáticamente mediante el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012). Los resultados de las comparaciones indicaron que las medias de los factores Imagen Corporal / Ansiedad física social, Fatiga / Pereza y Obligaciones / Falta de tiempo fueron significativamente mayores (.512, $p < .001$, 1.651, $p < .001$ y 1.279, $p < .001$ respectivamente) en los no deportistas; y sin diferencia en el factor Ambiente / Instalaciones.

Discusión

El objetivo principal del estudio fue indagar si se replican o no los resultados psicométricos propuestos por Niñerola et al. (2006) para el Autoinforme de “Barreras para la Práctica de Ejercicio Físico” a través de una muestra de universitarios mexicanos utilizando el análisis factorial confirmatorio (AFC), además de examinar la estructura factorial y la medición de la invarianza de dicha estructura entre deportistas y no deportistas.

Los análisis factoriales confirmatorios realizados apoyan la estructura factorial de cuatro factores: (imagen corporal, fatiga, obligaciones y ambiente) obtenida por Niñerola et al. (2006) al evidenciar una consistencia interna adecuada, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos, sin embargo habrá que incrementar el número de ítems en el cuarto factor (ambiente) con el fin de mejorar sus propiedades psicométricas. Al mismo tiempo, los factores así obtenidos presentaron en general saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas, que se corresponden con la estructura propuesta para el cuestionario original, salvo por la eliminación de los ítems 1, 2, 5 y 14.

Por su parte, los resultados del análisis de la invarianza factorial entre deportistas y no deportistas, indicaron una alta congruencia entre pares de factores. Lo que sugiere la existencia de fuertes evidencias de la validación cruzada de la medida y por tanto de la estabilidad de la estructura, hasta que no se demuestre lo contrario.

Por otro lado, las comparaciones entre los grupos reflejaron diferencias significativas a favor de los deportistas en la media de tres de los factores. Esto parece indicar que los no deportistas perciben mayor probabilidad en la presencia de barreras, dificultándoles la práctica de AF en mayor medida que los deportistas.

En síntesis, el análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario ha mostrado que una estructura de cuatro factores es viable y adecuada de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios profesores. La estructura de cuatro factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez.

Sin embargo, el alcance de estos resultados es limitado, y es necesario que en investigaciones futuras se confirme la estructura obtenida, lo cual permitirá contar con evidencia más robusta respecto a la estructura factorial de la escala. Específicamente, debe demostrarse si la invarianza de la estructura de la escala se cumple por género, edad, y modalidad deportiva, entre otras. Se considera por tanto que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en las investigaciones realizadas hasta el momento. Asimismo, es indispensable comprobar si el cuestionario resulta útil para explicar la falta de motivación y de adherencia hacia el inicio y el mantenimiento de la conducta activa.

Cuando menos, dos limitaciones están presentes en este trabajo. La primera es que los participantes son solo estudiantes universitarios mexicanos, lo que supone una amenaza para la posibilidad de generalizar los resultados. Ampliar la muestra (agregando por ejemplo adultos jóvenes que no son estudiantes) es un área de trabajo de cara al futuro. La segunda limitación proviene del propio instrumento de medición, que se basa en el autoinforme y que por ello puede contener los sesgos que se derivan de la deseabilidad social. Por ello, es necesario que en investigaciones futuras se confirme la estructura obtenida, que permita contar con evidencia más robusta respecto a la estructura factorial del cuestionario.

De cualquier manera, los hallazgos del presente estudio permitirán la continuación de estudios similares, dando lugar a un mayor conocimiento sobre el tema. Este mayor conocimiento permitirá a su vez la realización de futuras estrategias y programas de intervención eficaces para la promoción de estilos de vida saludable.

COMPOSICIÓN FACTORIAL DEL CUESTIONARIO ABPEF EN UNIVERSITARIOS MEXICANOS

PALABRAS CLAVE: estudio instrumental, estructura factorial, validación de constructo, invarianza factorial.

RESUMEN: El presente estudio pretende indagar si se replican los resultados psicométricos propuestos por Niñerola, Capdevila y Pintanel (2006) para el Autoinforme de Barreras para la Práctica de Ejercicio Físico (ABPEF) en universitarios mexicanos. Participaron un total de 1528 universitarios (edad media = 20.78 ± 2.45 años). La estructura factorial del cuestionario se analizó a través de análisis factoriales confirmatorios, que mostraron que una estructura de cuatro factores es viable y adecuada. Los cuatro factores (imagen corporal, fatiga, obligaciones y ambiente), atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, han mostrado adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Además, la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos se consideran invariantes entre deportistas y no deportistas, existiendo diferencias en las puntuaciones entre ambas poblaciones. Futuras investigaciones deberían replicar estos hallazgos en muestras más amplias.

COMPOSIÇÃO FATORIAL DO AUTOINFORME DE BARREIRAS PARA PRÁTICA DE EXERCÍCIO FÍSICO (ABPEF) EM UNIVERSITÁRIOS MEXICANOS

PALAVRAS CHAVE: estudo instrumental, estrutura fatorial, validação de constructo, invariância fatorial.

RESUMO: O presente estudo pretende indagar si poderem-se replicar os resultados psicométricos propostos por Niñerola et al. (2006) para o Autoinforme de Barreiras para a Prática de Exercício Físico (ABPEF) em universitários mexicanos. Um total de 1528 universitários (idade média = 20.78 ± 2.45 anos) participaram no estudo. A estrutura fatorial do questionário investigou-se através de análises fatoriais confirmatórios, que mostraram que uma estrutura de quatro fatores é viável e adequada. Os quatro fatores (imagem corporal, fadiga, obrigações e ambiente), de acordo com critérios estatísticos e substantivos, mostraram indicadores adequados de ajuste de fiabilidade e validade. Ademais, a estrutura fatorial, as cargas fatoriais e os interceptos consideram-se invariantes entre desportistas e não desportistas, existindo diferenças nas pontuações entre ambas povoações. Investigações futuras deveriam replicar estes achados em amostras mais amplias.

Referencias

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A. y Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. Lévy (Ed.), *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 259-278). Madrid: Netbiblo.
- Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated.
- Bibiloni, M. D. M., Pich, J., Córdova, A., Pons, A. y Tur, J. A. (2012). Association between sedentary behaviour and socioeconomic factors, diet and lifestyle among the Balearic Islands adolescents. *BMC Public Health*, 12(718), 1-11. doi: 10.1186/1471-2458-12-718
- Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., López-Walle, J. y Viciania, J. (2013). Editor for creating and applying computerise surveys. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 106, 935-940. doi: 10.1016/j.sbspro.2013.12.105
- Brzoska, P. y Razum, O. (2010). *Validity Issues in Quantitative Migrant Health Research: The Example of Illness Perceptions*. New York, NY: Peter Lang International Academic Publishers.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, NY: Routledge.
- Capdevila, L. (2005). *Actividad física y estilo de vida saludable*. Girona: Documenta Universitaria.
- Cocca, A., Liukkonen, J., Mayorga-Vega, D. y Viciania, J. (2014). Health-related physical activity levels in Spanish youth and young adults. *Perceptual and motor skills*, 118(1), 247-260. doi: 10.2466/10.06.PMS.118k16w1
- Cuenca-García, M., Ortega, F. B., Ruiz, J. R., González-Gross, M., Labayen, I., Jago, R., . . . Sjöström, M. (2014). Combined influence of healthy diet and active lifestyle on cardiovascular disease risk factors in adolescents. *Scandinavian Journal of Medicine and Science in Sports*, 24(3), 553-562. doi: 10.1111/sms.12022
- Cheung, G. W. y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/s15328007SEM0902_5
- Elosua, P. y Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- European Commission/EACEA/Eurydice. (2013). *Physical education and sport at school in Europe Eurydice Report*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A. y Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139.
- Gillis, L., Tomkinson, G., Olds, T., Moreira, C., Christie, C., Nigg, C., . . . Willem, V. M. (2013). Research priorities for child and adolescent physical activity and sedentary behaviours: an international perspective using a twin-panel Delphi procedure. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 10(112), 1-8. doi: 10.1186/1479-5868-10-112
- International Sport and Culture Association. (2015). *The economic cost of physical inactivity in Europe*. London: Centre for Economics and Business Research.
- Longmuiremail, P., Colley, R., Wherley, V. y Tremblay, M. (2014). Risks and benefits of childhood physical activity. *The Lancet Diabetes Endocrinology*, 2(11), 861-862. doi: 10.1016/S2213-8587(14)70221-9
- Montero, I. y León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 115-127.
- Niñerola, J., Capdevila, L. y Pintanel, M. (2006). Barreras percibidas y actividad física: el autoinforme de barreras para la práctica de ejercicio físico. *Revista de Psicología del Deporte*, 15(1), 53-69.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Organización Mundial de la Salud. (2011). *Informe sobre a situación mundial de las enfermedades no transmisibles 2010*. Ginebra: Organización Mundial de la Salud.
- Ramírez-Vélez, R., Triana-Reina, H. R., Carrillo, H. A. y Ramos-Sepúlveda, J. A. (2016). Percepción de barreras para la práctica de la actividad física y obesidad abdominal en universitarios de Colombia. *Nutrición Hospitalaria*, 33(6), 1317-1323. doi: 10.20960/nh.777
- Rauh, M. J. D., Hovell, M. F., Hofstetter, C. R., Sallis, J. F. y Gleghorn, A. (1992). Reliability and Validity of Self-Reported Physical Activity in Latinos. *International Journal of Epidemiology*, 21(5), 966-977. doi: 10.1093/ije/21.5.966

- Reigal, R. E., Videra, A., Márquez, M. V. y Parra, J. L. (2013). Autoconcepto físico multidimensional y barreras para la práctica física en la adolescencia. *Apuntes Educación Física y Deportes*, 111(1), 23-28.
- Reiner, M., Niermann, C., Jekauc, D. y Wol, A. (2013). Long-term health benefits of physical activity – a systematic review of longitudinal studies. *BMC Public Health*, 13, 1-9. doi: 10.1186/1471-2458-13-813
- Revelle, W. y Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. doi: 10.1007/s11336-008-9102-z
- Rodríguez-Romo, G., Boned-Pascual, C. y Garrido-Muñoz, M. (2009). Motivos y barreras para hacer ejercicio y practicar deportes en Madrid. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 26(3), 244-254. doi: 10.1590/S1020-49892009000900009
- Serrano-Sanchez, J. A., Martí-Trujillo, S., Lera-Navarro, A., Dorado-García, C., González-Henríquez, J. J. y Sanchis-Moysi, J. (2011). Associations between Screen Time and Physical Activity among Spanish Adolescents. *Plos One*, 6(9), 1-9. doi: 10.1371/journal.pone.0024453
- Sijsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. doi: 10.1007/s11336-008-9101-0
- Steptoe, A., Wardle, J., Cui, W., Bellisle, F., Zotti, A.-M., Baranyai, R. y Sanderman, R. (2002). Trends in Smoking, Diet, Physical Exercise, and Attitudes toward Health in European University Students from 13 Countries, 1990–2000. *Preventive Medicine*, 35, 97-104. doi: 10.1006/pmed.2002.1048
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
- United Service Department of Human Services. (1999). *Promoting Physical Activity: A Guide for Community Action*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Zimmermann-Sloutskis, D., Wanner, M., Zimmermann, E. y Martin, B. W. (2010). Physical activity levels and determinants of change in young adults: a longitudinal panel study. *International Journal of Behavioral Nutrition and Physical Activity*, 7(2), 1-13. doi: 10.1186/1479-5868-7-2.