



Original / Deporte y ejercicio

Propiedades psicométricas de la versión al español del cuestionario “Barriers to Being Active Quiz”, entre estudiantes universitarios de Colombia

Rubén Fernando Rubio-Henao¹, Jorge Enrique Correa¹ y Robinson Ramírez-Vélez²

¹Centro de Estudios en Medición de la Actividad Física (CEMA), Maestría en Actividad Física y salud, Escuela de Medicina y Ciencias de la Salud, Colegio Mayor Nuestra Señora del Rosario, Bogotá, D.C. ²Grupo de Investigación GICAEDS, Facultad de Cultura Física, Deporte y Recreación, Universidad Santo Tomás, Bogotá, D.C. Colombia.

Resumen

Objetivo: El cuestionario *Barriers to Being Active Quiz* (BBAQ), indaga las barreras para ser físicamente activo. El cuestionario fue traducido al español por el mismo equipo que desarrolló la versión inglesa original, pero carece de estudios de validez en la versión española. El objetivo de esta investigación fue evaluar las propiedades psicométricas del BBAQ (en la versión completa de 21 ítems), centrándose en la fiabilidad y validez.

Material y métodos: Un total de 2.634 (1.462 mujeres y 1.172 varones; 18-30 años de edad) estudiantes universitarios completaron el cuestionario BBAQ-21. El alfa de Cronbach se estimó como indicador de consistencia interna. El coeficiente de correlación intra-clase (CCI) y el grado de acuerdo se calcularon para evaluar la estabilidad temporal con un periodo de 7 días entre ambas administraciones como estimadores de la reproducibilidad. Se aplicó un análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC) para analizar la validez del BBAQ-21 ítems.

Resultados: El BBAQ-21 mostró valores de un alfa de Cronbach entre 0,812 y 0,844 y un CCI entre el 0,46 y 0,87. El porcentaje de acuerdo por todos los conceptos individuales varió de 45 a 80%. El AFE determinó cuatro factores que explicaron el 52,90% de la varianza y el AFC mostró moderadas cargas factoriales.

Conclusiones: Los resultados obtenidos en este cuestionario avalan la utilización de este instrumento con este tipo de muestra, desde el punto de vista de la fiabilidad y validez. El BBAQ-21 está disponible para evaluar las barreras para la actividad física en América Latina.

(Nutr Hosp. 2015;31:1708-1716)

DOI:10.3305/nh.2015.31.4.8404

Palabras clave: *Psicometría. Reproducibilidad de resultados. Cuestionario. Actividad física. Estudios de validación.*

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SPANISH VERSION OF THE “BARRIERS TO BEING ACTIVE QUIZ” AMONG UNIVERSITY STUDENTS IN COLOMBIA

Abstract

Objective: The Barriers to Being Active Quiz (BBAQ) measures seven barriers to being physically active. The test was translated into Spanish by the team that developed its original English version, but it lacks of the validity assessment studies. The aim of this study was to evaluate the psychometric properties of BBAQ (21 items version), focusing on the reliability and validity.

Material and methods: A total of 2634 (1462 female and 1172 male; age 18-30 years) university students completed the BBAQ-21 items questionnaire. Cronbach alpha was calculated to assess the internal consistency. Intra-class correlation coefficients (ICC) and degree of agreement were calculated to assess the test-retest reliability, with a period of 7 days between both administrations, as a measure of reproducibility. An exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory (CFA) were done to analyze the validity of BBAQ-21 items.

Results: The Cronbach alpha coefficient of BBAQ-21 showed between 0,812 and 0,844 and ICC ranged between 0,46 and 0,87. The degree of agreement for all individual items ranged from 45% to 80%. The EFA showed a 4-factor solution that explained 52,90% of the variance and CFA showed moderate factor loadings.

Conclusion: Results support the use of this questionnaire with populations of university students, considering its reliability and validity. BBAQ-21 is available to assess the barriers to physical activity in Latin America.

(Nutr Hosp. 2015;31:1708-1716)

DOI:10.3305/nh.2015.31.4.8404

Key words: *Psychometrics. Reproducibility of results. Questionnaire. Physical activity. Barriers. Validation studies.*

Correspondencia: Dr. Robinson Ramírez-Vélez
Universidad Santo Tomás.
Carrera 9 N° 51-23, Bogotá, D.C., Colombia.
E-mail: robin640@hotmail.com
robinsonramirez@usantotomas.edu.co

Recibido: 22-XI-2014.

Aceptado: 20-XII-2014.

Introducción

Varios estudios epidemiológicos y experimentales han evidenciado el efecto de la actividad física (AF) y de los comportamientos sedentarios en la salud de la población adolescente y adulta^{1,2}. Por ejemplo, se ha demostrado que cumplir con las recomendaciones de AF (150 minutos de AF semanal) está asociado con una disminución en el riesgo de muerte prematura, y una disminución en el riesgo de las siguientes enfermedades: enfermedad coronaria, enfermedad cerebro-vascular, hipertensión arterial, dislipidemia, diabetes mellitus tipo 2, síndrome metabólico, cáncer de seno, cáncer de colon y depresión^{3,4}. Adicionalmente, se ha demostrado que un bajo acondicionamiento cardiorespiratorio, lo cual está a su vez asociado a la inactividad física, es responsable del 16% de las muertes en hombres y mujeres⁵. Se estima que cerca de 5.3 millones de los 57 millones de muertes ocurridas en el año 2008⁶ podrían estar relacionadas con la inactividad física y cerca de un 31% de la población adulta en el mundo no cumple las recomendaciones de AF⁷. En Colombia, según datos de la Encuesta Nacional de la Situación Nutricional en Colombia (ENSIN-2010), el 46.5% de los adultos no cumple la recomendación de AF⁸. La participación en la práctica de AF en el tiempo libre disminuye a medida que se incrementa la edad, y las mujeres participan menos que los hombres en AF moderada o vigorosa⁶⁻⁸.

A pesar de la importancia que la AF tiene en la prevención de un gran número de enfermedades, un alto porcentaje de adultos no cumple las recomendaciones actuales en la mayoría de los países en vía de desarrollo⁸. Sobre este particular, se han descrito varias razones que influyen en el cumplimiento de las actuales recomendaciones de AF¹⁰. En una revisión publicada por Tzormpatzakis et al.¹⁰ se muestra que los factores que influyen con la participación de la AF fueron la edad, el sexo, el ingreso económico, el tipo de trabajo, el estado civil, el lugar de residencia y el nivel educativo, mientras que la falta de tiempo y la falta de energía eran las principales barreras auto-percibidas. En la población adulta, Booth et al.¹¹ y Satariano et al.¹² postulan que las barreras más comunes suelen ser el no tener tiempo, la carencia de instalaciones deportivas, la falta de interés, y en menor medida, no tener compañeros o dinero, la pobre percepción de salud, el cuidado de los hijos o experiencias negativas con el ejercicio en el pasado.

Por otra parte, se ha señalado que el entorno urbano de la mayoría de las ciudades modernas podría dificultar el uso del espacio público y disminuir la seguridad para mantener los niveles recomendados de AF¹⁰.

Desde el punto de vista de adquisición de conocimiento, se han descrito diferentes baterías de test y cuestionarios para medir el constructo "barreras para la práctica de AF" mediante la autopercepción¹⁰⁻¹⁴. En castellano son destacables: el "Auto informe" de Barreras percibidas para la Práctica de Ejercicio Físico

(AMPEF) y el Test de Razones Para el Abandono¹³⁻¹⁵. Ambos instrumentos se enmarcan dentro de la perspectiva social-cognitivo, que sostiene cómo la interacción dinámica entre un conjunto de factores personales, socio-ambientales y comportamentales, son determinantes para la adopción de estilos de vida más activos y saludables¹⁵. Las versiones al castellano han mostrado propiedades satisfactorias con respecto a su fiabilidad, en lo que se refiere a la consistencia interna y a la estabilidad en el tiempo¹³⁻¹⁵.

En América del norte, el Departamento de Salud y Servicios Humanos de los Estados Unidos dispuso de una herramienta llamada "Percepción de Barreras para la Práctica de la Actividad Física" (BBAQ, "*Barriers to Being Active Quiz*"). Este cuestionario indaga la percepción de barreras para la práctica de la AF mediante los dominios: falta de tiempo, influencia social, falta de energía, falta de voluntad, miedo a lesionarse, falta de habilidad y falta de recursos¹⁶. Este instrumento, ha sido utilizado por diferentes organismos estadounidenses como los Centros de Prevención de Enfermedades (CDC, por sus siglas en inglés) y el Departamento de Salud y Servicios Humanos de los Estados Unidos (USDHHS, por sus siglas en inglés). Este instrumento ha sido traducido al español por el equipo que lo diseñó, si bien no se han encontrado estudios que aporten evidencias de validez de las puntuaciones del mismo, aunque se han descrito valores de consistencia interna (alfa de Cronbach) cercanas al 0,7 y 0,8^{3,16,17}. El objetivo de esta investigación fue evaluar las propiedades psicométricas del BBAQ (en la versión completa de 21 ítems), centrándose en la fiabilidad y validez.

Materiales y método

Sujetos

Durante el primer semestre del 2013 se planteó un estudio descriptivo de validación del cuestionario, en 2.634 estudiantes universitarios entre los 18 y 30 años de edad, procedentes de cinco instituciones de educación superior del área metropolitana de la ciudad de Cali, Bogotá y Sogamoso. La selección de la muestra se realizó mediante convocatoria voluntaria y muestreo por conveniencia y se excluyeron a sujetos con diagnóstico médico o clínico de enfermedad sistémica mayor incluyendo procesos inflamatorios y/o infecciosos. Este estudio fue aprobado por el Comité de Ética para la investigación en Seres humanos del Centro Coordinador del Estudio (Resolución 008430 de 1993, Colombia). Para obtener la validez y representatividad poblacional se calculó un tamaño muestra de 2.000 sujetos para un cuestionario de 21-ítems teniendo en cuenta los siguientes parámetros: un error α de 0,01; un error β de 0,99; un coeficiente *alfa de Cronbach* por encontrar de 0,80; con una precisión estimada de 0,10^{18,19}.

Los autores del estudio aplicaron el cuestionario de auto-reporte BBAQ, que consta de 21 ítems y 7 dominios (falta de tiempo, influencia social, falta de energía, falta de voluntad, miedo a lesionarse, falta de habilidad y falta de recursos). Las categorías de respuesta del cuestionario son en escala tipo Likert. Las opciones de respuestas son: "Muy probable", "Algo probable", "Algo improbable", "Muy poco probable"^{3,16,17}.

Propiedades psicométricas

Análisis de fiabilidad

La fiabilidad del instrumento se ha estimado como consistencia interna mediante el coeficiente *alfa de Cronbach*, en el total de la población. De acuerdo con Nunnally²² se considera que un valor de alfa superior a 0,70 es suficiente para poder utilizar el cuestionario en la comparación entre grupos. Posteriormente, la muestra se dividió aleatoriamente en dos mitades mediante un muestreo estratificado, teniendo en cuenta como estratos el sexo de los sujetos y la edad para evaluar la reproducibilidad del *test-retest* mediante el coeficiente de correlación intra-clase de Lin (CCI) en las variables ordinales y porcentaje de acuerdo, realizando 2 administraciones del cuestionario en una sub-muestra de 165 sujetos, con un periodo de 7 días entre ambas administraciones. La utilidad del cuestionario, se estimó tomando el tiempo promedio que un individuo tomaba para el correcto diligenciamiento de la versión BBAQ 21-ítems.

Estructura latente

El análisis factorial exploratorio (AFE) se realizó con el método de factorización de eje principal con rotación *Promax*, decidiendo el número de factores a retener mediante un análisis paralelo de matriz de datos a una réplica aleatoria, repitiendo dicho proceso 250 veces. Mediante la prueba de esfericidad de *Bartlett* se comprobó el determinante de la matriz de correlaciones y la prueba de KMO (aceptable con valores por encima de 0,6) que era aplicable en un análisis factorial^{18,19}. Se realizó la inclusión de cada ítem en un determinado factor si existía un grado de saturación mínimo de 0,3 y un *eigenvalue* mayor de 1. El número de factores se determinó sin restricción de estructura y posteriormente mediante la determinación de un número reducido de factores según el resultado del *scree test*^{18,19}.

El análisis factorial confirmatorio (AFC) se realizó con el procedimiento de estimación por factorización de eje principal¹⁸. Específicamente, se utilizó el estadístico chi-cuadrado (X^2), el índice de ajuste comparativo (CFI), el valor estandarizado de la raíz media

(SRMR), el valor cuadrática de los residuos (NFI), el índice de bondad del ajuste global (GFI) y el error cuadrado de aproximación a las raíces medias (RMSEA)¹⁹. La primera de las dos mitades (equivalentes en cuanto a sexo y edad) fue empleada para realizar un AFE con el que detectar la estructura latente de la escala, mientras que con la segunda se puso a prueba la estructura resultante del análisis anterior mediante un AFC, a modo de comprobación. La evaluación de la fiabilidad y el AFE se realizaron con el programa SPSS 15.0 y el AFC con el programa AMOS-SPSS 22.0 (SPSS, Chicago, IL, USA).

Resultados

Descriptivos de fiabilidad y administración

Se obtuvieron valores *alfa de Cronbach* entre 0,812 (ítem 17) y 0,844 (ítem 1), con una correlación positiva y estadísticamente significativa ($P < 0,05$), (Tabla I). Se encontró que existía moderada estabilidad temporal en la mayoría de los ítems evaluados (CCI entre 0,468 y 0,876), (Tabla II). El porcentaje de acuerdo obtenido entre las respuesta de cada sujeto fue aceptable (rango 31-55%). El tiempo medio para la finalización del cuestionario fue de 8 minutos 30 segundos (± 2 min).

Descriptivos de validez

Mediante el *scree test* se determinó un solo factor que explicaba el 52,906% de la varianza. La rotación utilizada, dada la correlación entre estos factores, fue de seis interacciones con normalización *Promax* con *Kaiser*, (Tabla III). Los resultados de la agrupación de los 21-ítems, mostraron saturaciones en los 4 factores entre 0,316 (Ítem 1) y 0,816 (Ítem 5), (Tabla IV). A partir de los resultados anteriores, se planteó el AFC de una estructura unidimensional, mediante el procedimiento de estimación de factorización de eje principal. Los datos obtenidos de acuerdo con la ecuación estructural confirmatoria fueron los siguientes: KMO=0,873; (gl)=210; (p)• X^2 =0,00001; GFI=0,836; CFI=0,891; RMSEA=0,074; SRMR=0,112; NFI=0,831 (Fig. 1). No se optó por la eliminación de ítems ni covarianzas porque ninguno mostró saturaciones menores de 0,4. En síntesis, el diagrama de la estructura factorial del modelo del cuestionario BBAQ-21 ítems, muestra que existe una cierta homogeneidad entre las cargas factoriales. Se aprecia mayor carga del factor 1 y 4 (0,73) con respecto a la carga del factor 1 y 3 (0,31) (Fig. 1).

Discusión

En este trabajo se aborda por primera vez el análisis psicométrico del cuestionario BBAQ-21 ítems en una muestra de estudiantes de Colombia, además, se trata

Tabla I
Índice de discriminación y coeficiente alfa de Crombach

<i>Ítem</i>	<i>Barreras</i>	<i>Varianza de la escala si se elimina el elemento</i>	<i>Correlación ítem-total corregida</i>	<i>alfa de Crombach</i>
1	Mi día es tan ocupado ahora que no creo que pueda apartar tiempo para realizar actividad física en mi horario normal.	96,899	0,498	0,844
2	A ninguno de mis familiares o amigos les gusta realizar actividad física, así que no tengo oportunidad de hacer ejercicio.	86,253	0,436	0,815
3	Estoy muy cansado después del trabajo como para hacer ejercicio.	85,302	0,479	0,813
4	He estado pensando en empezar a hacer ejercicio, pero no he sido capaz de dar el primer paso.	84,591	0,465	0,814
5	Hacer ejercicio puede ser riesgoso a mi edad.	89,618	0,28	0,823
6	No hago ejercicio lo suficiente porque nunca he aprendido ningún deporte.	85,946	0,437	0,815
7	No tengo acceso a caminos para trotar, piscinas, senderos para bicicleta, etc.	87,174	0,435	0,816
8	Hacer actividad física me quita mucho tiempo de las otras obligaciones que tengo como mi trabajo, familia, horario, etc.	87,156	0,421	0,816
9	Me da pena cómo me voy a ver cuando haga ejercicio en frente de otras personas.	88,137	0,453	0,815
10	Yo ni siquiera duermo lo suficiente. No me podría levantar más temprano o acostarme más tarde para hacer ejercicio.	85,915	0,476	0,813
11	Es más fácil para mí encontrar excusas para no hacer ejercicio que ponerme a hacerlo.	86,719	0,459	0,814
12	Conozco muchas personas que se han lastimado porque han hecho mucho ejercicio.	91,034	0,303	0,821
13	Realmente, no me veo aprendiendo un nuevo deporte a mi edad.	89,892	0,424	0,817
14	Es simplemente muy costoso. Uno tiene que tomar una clase, inscribirse en un club o comprar el equipo adecuado.	88,509	0,417	0,817
15	Tengo muy poco tiempo libre durante el día para hacer ejercicio.	87,538	0,354	0,82
16	Mis actividades sociales habituales con mis familiares y amigos no incluyen actividades físicas.	86,21	0,441	0,815
17	Estoy muy cansada (o) durante la semana y necesito descansar durante el fin de semana para recuperarme.	85,058	0,507	0,812
18	Quiero hacer más ejercicio, pero parece que no puedo obligarme a hacerlo.	86,291	0,467	0,814
19	Me da miedo lesionarme o que me dé un ataque cardíaco.	90,65	0,369	0,819
20	No soy lo suficientemente bueno en ninguna actividad física como para	87,837	0,468	0,815
21	Si hubiese un lugar para hacer ejercicio y duchas en el trabajo, tendría más probabilidad de hacer ejercicios.	87,901	0,336	0,821

Tabla II
Estabilidad temporal, reproducibilidad y porcentaje de acuerdo (n=165)

<i>Ítem</i>	<i>Repetición 1, media ± DE</i>	<i>Repetición 2, media ± DE</i>	<i>Acuerdo (%)</i>	<i>CCI</i>	<i>IC95% del CCI</i>
Ítem 1	1,457 ± 1,147	1,262 ± 1,139	44	0,779	0,701-0,838
Ítem 2	0,579 ± 0,783	0,439 ± 0,684	39	0,707	0,602-0,785
Ítem 3	1,402 ± 1,083	1,201 ± 1,091	44	0,795	0,721-0,849
Ítem 4	1,091 ± 1,171	1,030 ± 1,082	54	0,876	0,831-0,909
Ítem 5	0,152 ± 0,393	0,176 ± 0,482	55	0,468	0,277-0,609
Ítem 6	0,439 ± 0,815	0,451 ± 0,769	38	0,759	0,672-0,823
Ítem 7	0,530 ± 0,824	0,530 ± 0,746	32	0,777	0,696-0,836
Ítem 8	1,152 ± 1,012	1,109 ± 0,984	35	0,791	0,716-0,846
Ítem 9	0,408 ± 0,749	0,341 ± 0,650	48	0,767	0,684-0,829
Ítem 10	1,006 ± 1,042	0,914 ± 1,047	31	0,734	0,708-0,812
Ítem 11	0,945 ± 1,103	0,890 ± 1,015	43	0,811	0,743-0,861
Ítem 12	0,317 ± 0,633	0,304 ± 0,590	32	0,601	0,458-0,707
Ítem 13	0,243 ± 0,617	0,347 ± 0,688	35	0,637	0,507-0,734
Ítem 14	0,609 ± 0,854	0,548 ± 0,801	35	0,764	0,679-0,826
Ítem 15	1,378 ± 1,086	1,311 ± 1,105	50	0,833	0,772-0,877
Ítem 16	1,158 ± 1,167	0,981 ± 1,082	39	0,744	0,652-0,812
Ítem 17	1,225 ± 1,103	1,176 ± 1,107	46	0,792	0,717-0,847
Ítem 18	0,851 ± 1,020	0,878 ± 1,001	30	0,759	0,673-0,823
Ítem 19	0,274 ± 0,639	0,243 ± 0,532	31	0,687	0,565-0,765
Ítem 20	0,481 ± 0,823	0,481 ± 0,810	37	0,722	0,623-0,796
Ítem 21	0,987 ± 1,124	0,890 ± 1,039	40	0,725	0,626-0,798

Tabla III
Matriz de componentes y estadísticos factoriales

<i>Estadístico</i>	<i>Autovalores iniciales</i>			<i>Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción</i>		
	<i>Total</i>	<i>% de la varianza</i>	<i>% acumulado</i>	<i>Total</i>	<i>% de la varianza</i>	<i>% acumulado</i>
Factor						
Factor 1	5,398	25,705	25,705	22,996	22,996	3,436
Factor 2	2,71	12,906	38,611	10,67	33,666	3,197
Factor 3	1,715	8,168	46,779	5,614	39,28	2,776
Factor 4	1,104	5,258	52,037	2,378	41,658	3,583
Análisis factorial						
Índice KMO	0,873					
Prueba de Barlett (X ²)	17524,510					
Grados de libertad	210					
α-cronbach	0,832					
Significancia	0,00001					

KMO: Índice de adecuación de Kaiser-Meyer-Olkin.
Método de extracción: Factorización de eje principal.

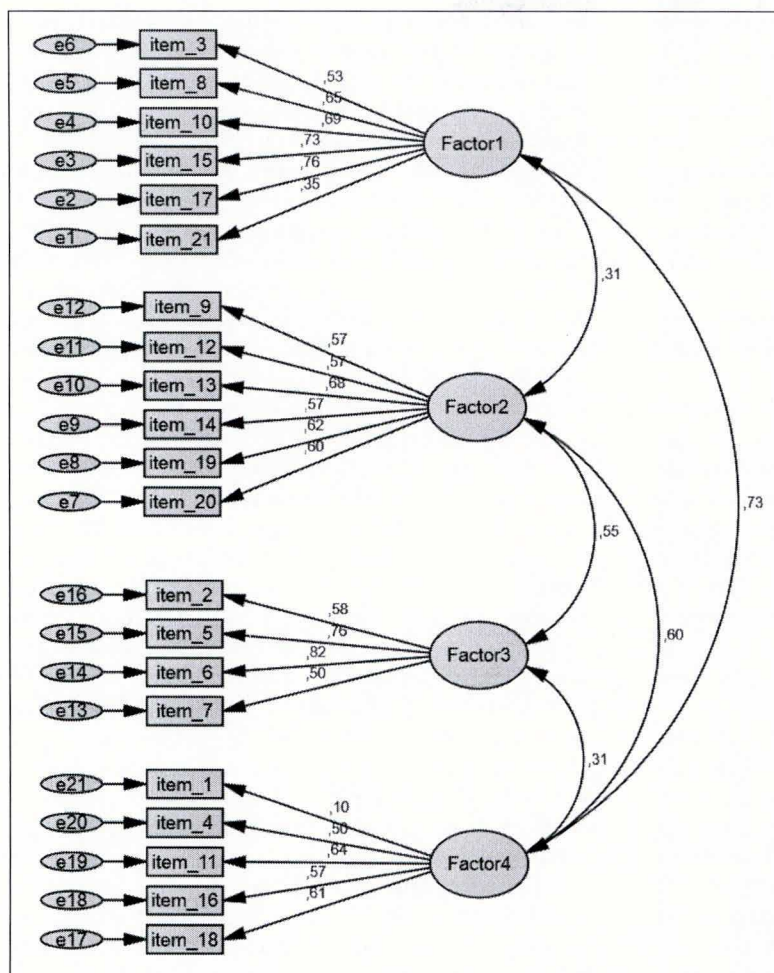


Fig. 1.—Análisis factorial confirmatorio.
 $KMO=0,873$; (gl)=210; (p) $X^2=0,00001$;
 $(GFI)=0,836$; $(CFI)=0,891$; $(RMSEA)=0,074$;
 $(SRMR)=0,112$; $(NFI)=0,831$.

de uno de los pocos estudios que, a nivel internacional, aborda las propiedades psicométricas con individuos en la etapa universitaria. Si bien este instrumento se ha aplicado en diferentes culturas^{16,17,20}, hasta la fecha, éste es el primer estudio psicométrico realizado con este test en población universitaria de Colombia. El análisis de la fiabilidad se ha realizado bajo la perspectiva de la teoría clásica de los tests^{18,19}, y más concretamente, se ha aplicado el procedimiento de consistencia interna y reproducibilidad, calculando el coeficiente *alfa de Cronbach* y el CCI. La consistencia interna total del cuestionario fue alta ($\alpha=0,832$), lo que indica la existencia de una escala fiable^{18,19} y es comparable a lo encontrado por Kulavic et al.²⁰ en estudiantes con características similares a las de este trabajo ($\alpha=0,849$). En la reproducibilidad del cuestionario diseñado y usado por autores originales del BBAQ-21 ítems¹⁶, se obtuvo valores del CCI situados en el rango 0,468 y 0,876, con porcentajes de acuerdo entre el 31 y 55%. Así pues, desde la perspectiva de la teoría clásica de test¹⁹, el BBAQ-21 ítems reunió una adecuada fiabilidad en su aplicación sobre esta muestra.

El AFE se empleó con el objetivo de conocer el número de factores latentes que podrían ser extraídos.

La prueba de *Bartlett* resultó estadísticamente significativa y la prueba de adecuación de la muestra de *KMO* fue alta, por lo que nada se opone a considerar la pertinencia de la extracción factorial confirmatoria. El método de extracción de factores empleados fue el de factorización de eje principal, obteniéndose las saturaciones de cada ítem (todas superiores a 0,30 y positivas). Se observó que sólo el primer factor cuenta con un auto-valor mayor de lo esperado por azar, por lo que se propondrá una estructura unidimensional (por lo que este es el único factor no puede ser rotado). A partir de los resultados anteriores se planteó el AFC de una estructura unidimensional. Bajo esta observación, todos los ítems tienden a medir lo mismo, por lo que están determinados por un factor común, y de ahí se extrae una puntuación total sumativa de todos los ítems. No obstante, cuando se han utilizado los índices de ajuste sensibles al tamaño de la muestra (X^2 y NNFI) no se detectaron covarianzas de error estadísticamente significativas. De la interpretación conjunta de los resultados se puede inferir que los datos empíricos obtenidos son plausibles con el modelo teórico propuesto, teniendo en cuenta además lo afirmado por algunos autores a propósito del indicador GFI de que

altos valores indican un mejor ajuste, pero no se ha establecido ningún umbral absoluto de aceptabilidad¹⁹. Si bien tal caso debería ser confirmado con análisis posteriores, esta posible carencia de independencia local podría estar afectando, de manera especial, a los puntos de corte del BBAQ-21 ítems establecidos por los autores. Para la delimitación del número de factores, se ha recurrido a un análisis paralelo que ha determinado cuatro factores como la solución más adecuada para el BBAQ-21 ítems, como se puede apreciar en el gráfico del análisis paralelo representado en la figura 2, (línea gruesa) muestra la media de los autovalores que se obtienen al factorizar matrices de correlación generadas de variables aleatorias no correlacionadas, mientras que la línea azul representa la muestra empírica. El AFE realizado aleatoriamente con la mitad de la muestra, a partir de la matriz de cargas factoriales (coeficientes de configuración), muestra una versión compuesta por 15 ítems con un valor absoluto de 0,4 o superior, marcados en el tabla IV con un tono gris (15 ítems). No obstante, presentamos un segundo modelo menos restrictivo, que incluye a los 21 ítems del cuestionario, por haber coincidido en todos ellos una carga de configuración con valor de 0,3 o superior.

Es importante recordar que la aplicación del cuestionario BBAQ-21 ítems de manera auto-diligenciada será válida solo para adultos universitarios aparentemente sanos, siendo ésta la principal limitación del estudio. Otra limitación es la potencial existencia de un sesgo de selección, debido a que la participación fue voluntaria, además de la falta de representación de universitarios de otras ciudades del país. No obstante, a partir de los resultados ofrecidos en este trabajo, se podría sugerir el uso de una versión BBAQ-21 ítems para evaluar el constructo de barreras para la AF, la cual se ha mostrado como la más adecuada en términos

de consistencia interna y reproducibilidad. Sería preciso ampliar la población objeto de estudio a diferentes franjas etarias. La razón de haber elegido una muestra entre 18 y 30 años se debe a la variabilidad que podemos encontrar en los hábitos de AF en estas edades²⁶⁻³⁰. No obstante, estas limitaciones no comprometen los resultados obtenidos en la validación del mismo.

Como fortalezas se destaca que, hasta la fecha, éste es uno de los primeros estudios de validez realizados en población latina que describe explícitamente el marco conceptual a partir del cual se pueda aplicar el cuestionario, junto a la medición de sus propiedades métricas. Estos hallazgos son útiles como variable independiente o para orientar a la población general, y en especial, entre población universitaria, sobre los beneficios que tiene para la salud adoptar un estilo de vida activo, incluyendo la práctica regular de AF. También se debería informar a la gente respecto a las innumerables posibilidades que existen para poder desarrollar una práctica acorde con las características de cada persona, incluidas la edad y la condición física, como recientemente lo reportó Markland et al.²³ quienes encontraron que las barreras auto-reportadas se asocian con la morbilidad en adultos de mediana edad, lo que sugiere que una simple medida de las barreras, podría resultar una alternativa útil cuando la evaluación objetiva de la AF no es posible.

En general, las características psicométricas de reproducibilidad y fiabilidad del instrumento muestran igual calidad técnica que las de otros instrumentos previamente publicados^{24,25}, que aportan ventajas como su rápida y sencilla aplicación, su alta consistencia interna, y su aplicabilidad en un contexto institucionalizado.

En opinión de los autores, es un aporte relevante, especialmente útil para los profesionales de la salud y el deporte que tengan interés por promocionar la AF

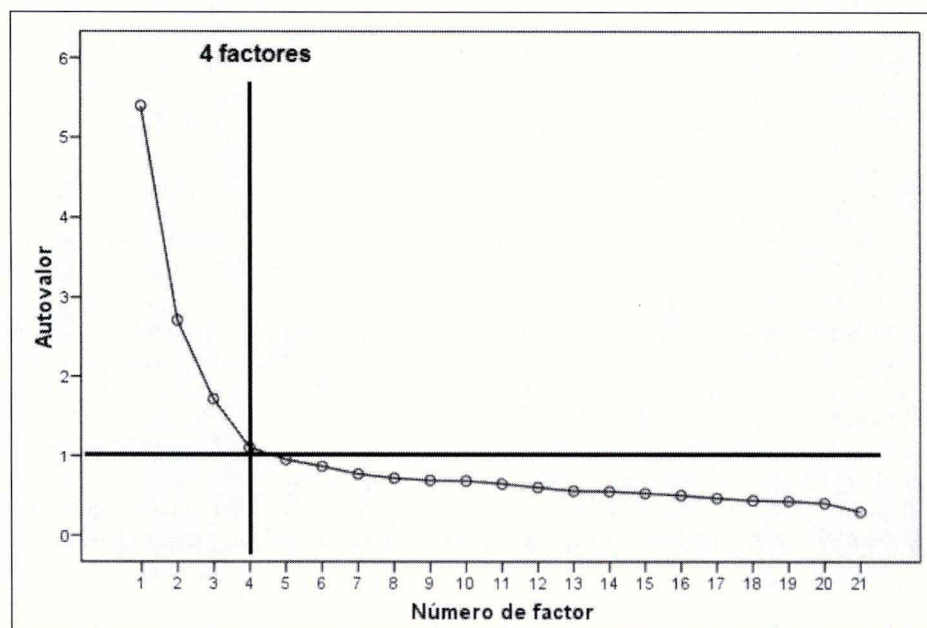


Fig. 2.—Análisis Paralelo para la delimitación del número de factores.

Tabla IV
Matriz de cargas factoriales (coeficientes de configuración) del cuestionario BBAQ-21 ítems

Barreras (Ítem)	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Ítem 15	0,796			
Ítem 17	0,652			
Ítem 8	0,638			
Ítem 10	0,613			
Ítem 3	0,568			
Ítem 1	0,316			
Ítem 21	0,374			
Ítem 12		0,681		
Ítem 13		0,651		
Ítem 19		0,616		
Ítem 14		0,498		
Ítem 20		0,387		
Ítem 9		0,377		
Ítem 5			0,816	
Ítem 6			0,731	
Ítem 2			0,589	
Ítem 7			0,362	
Ítem 11				0,628
Ítem 4				0,592
Ítem 18				0,542
Ítem 16				0,365

Método de extracción: Factorización de eje principal.
Método de rotación: Normalización Promax con Kaiser.
Varianza total: 52,906.

como estrategia de salud pública. Por su brevedad, sólo 21 preguntas y unos 8 minutos de duración, aplicado mediante entrevista personal, es una herramienta muy útil para ser aplicada en la práctica clínica diaria de las consultas de atención primaria, la gestión o la investigación³⁰. Estudios posteriores deberán continuar con el proceso de aportar evidencias de validez basada en la relación con otras variables (estudios convergentes y discriminantes) y sobre otras muestras poblaciones en población latina. Igualmente, se evidencia la necesidad de diseñar un nuevo cuestionario que, aun teniendo en cuenta la dificultad y complejidad del constructo, ofrezca mejores indicadores psicométricos que la versión actual.

Referencias

- Gordon-Larsen P, Adair LS, Popkin BM. Ethnic differences in physical activity and inactivity patterns and overweight status. *Obes Res.* 2002;10(3):141-49.
- Sattelmair J, Pertman J, Ding E, Kohl H, Haskell W, Lee I. Dose response between physical activity and risk of coronary heart disease: a meta-analysis. *Circulation.* 2011;124:789-95.
- Ramírez-Vélez R, Agredo Zúñiga RA, Jerez AM. Relación entre la composición corporal y la capacidad de ejercicio con el riesgo de enfermedades crónicas no transmisibles en mujeres jóvenes. *Apunts Medicina de l'Esport.* 2010;45(166):75-80.
- Ramírez-Vélez R, da Silva-Grigoletto ME, Fernández JM. Evidencia actual de intervenciones con ejercicio físico en factores de riesgo cardiovascular. *Revista Andaluza de Medicina del Deporte.* 2011;4(4):141-51.
- Kohl HW 3rd, Craig CL, Lambert EV, Inoue S, Alkandari JR, et al; Lancet Physical Activity Series Working Group. The pandemic of physical inactivity: global action for public health. *Lancet.* 2012;380:294-305.
- Lee IM, Shiroma EJ, Lobelo F, Puska P, Blair SN, Katzmarzyk PT; Lancet Physical Activity Series Working Group. Effect of physical inactivity on major non-communicable diseases worldwide: an analysis of burden of disease and life expectancy. *Lancet.* 2012;380:219-29.
- Ribeiro IC, Parra DC, Hoehner CM, Soares J, Torres A, Pratt M, et al. School-based physical education programs: evidence-based physical activity interventions for youth in Latin America. *Glob Health Promot.* 2010;17(2):5-15.

8. Instituto Colombiano de Bienestar Familiar. *Encuesta Nacional de la Situación Nutricional en Colombia, 2010*. Bogotá: Imprenta Nacional; 2010.
9. Ramírez-Vélez R, González-Ruiz K, García S, Agredo-Zúñiga RA. Sex differences in the relationship between vigorous vs. moderate intensity exercise and risk markers of overweight and obesity in healthy adults. *Endocrinol Nutr*. 2012;59(8):491-5.
10. Tzormpatzakis N, Slep M. Participation in physical activity and exercise in Greece: a systematic literature review. *Int J Public Health*. 2007; 52:360-71.
11. Booth ML, Bauman A, Owen N, Gore CJ. Physical activity preferences, preferred sources of assistance, and perceived barriers to increased activity among physically inactive Australians. *Prev Med*. 1997;26(1):117-31.
12. Satariano WA, Haight TJ, Tager IB. Reasons given by older people for limitation or avoidance of leisure time physical activity. *J Am Geriatr Soc*. 2000;48(5):505-12.
13. Rodríguez-Romo G, Mayorga JI, Merino A, Garrido M, Fernández M. La práctica, el abandono y la demanda futura de actividad física y/o deporte entre los habitantes de la Comunidad de Madrid. *Kronos*. 2006;5(9):54-66.
14. Dubé M, Valois P, Prud'homme D, Weisnagel SJ, Lavoie C. Physical activity barriers in diabetes: development and validation of a new scale. *Diabetes Res Clin Pract*. 2006; 72:20-27.
15. Niñerola J, Capdevila L, Pintanel M. Barreras percibidas y actividad física: el Autoinforme de Barreras para la Práctica del Ejercicio Físico. *Rev. Iberoam. Psicol. Ejerc. Deporte*. 2006; 15(1):53-69.
16. U.S. Department of Health and Human Services, Public Health Service, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Division of Nutrition and Physical Activity. Barriers to Being Active Quiz. In: Promoting Physical Activity: A Guide for Community Action. Champaign, IL: *Human Kinetics*; 1999:100-101.
17. Arango EF, Patiño FA, Quintero MA, Arenas MA. Levels of physical activity, barriers, and stage of change in an urban population from a municipality in Colombia. *Colomb Med*. 2011; 42: 352-61.
18. Nunnally J. *Psychometric theory*. 2nd ed. New York: McGraw Hill; 1978.
19. Pérez-Moreno P, Calzada-Álvarez N, Rovira-Guardiola J, Torrico-Linares E. Estructura factorial del test ASSIST: aplicación del análisis factorial exploratorio y confirmatorio. *Trastornos Adictivos*. 2012;14(2):44-49.
20. Kulavic K, Hultquist CN, McLester JR. A Comparison of Motivational Factors and Barriers to Physical Activity Among Traditional Versus Nontraditional College Students. *J Am Coll Health*. 2013;61(2):60-66.
21. Cabanas-Sánchez V, Tejero-González CM, Veiga OL. Construcción y validación de una escala breve de percepción de barreras para la práctica deportiva en adolescentes. *Rev Esp Salud Pública* 2012; 86:435-43.
22. Sawchuk CN, Russo JE, Bogart A, Charles S, Goldberg J, Forquera R, et al. Barriers and facilitators to walking and physical activity among American Indian elders. *Prev Chronic Dis* 2011;8(3).
23. Markland D, Hardy L. The exercise motivations inventory: preliminary development and validity of a measure of individuals' reasons for participation in regular physical exercise. *Pers Individ Dif*. 1993;15:289-96.
24. Nelson T, Gortmaker S, Subramanian S, Wechsler H. Vigorous physical activity among college students in the United States. *J Phys Act Health*. 2007;4:495-508.
25. Daskapan A, Tuzun E, Eker L. Perceived barriers to physical activity in university students. *J Sports Sci Med*. 2006;5:615-20.
26. Cardona-Arias, J. A., & Arroyave-Martínez, E. Y. Prevalencia de hipertensión arterial en universitarios, Medellín. *Curare*, 2014; 1(1).
27. Varela, M. T., Duarte, C., Salazar, I. C., Lema, L. F., & Tamayo, J. A. *Actividad física y sedentarismo en jóvenes universitarios de Colombia: prácticas, motivos y recursos para realizarlas*. 2011
28. Blasco, T., Capdevila, L., Pintanel, M., Valiente, L., & Cruz, J. Evolución de los patrones de actividad física en estudiantes universitarios. *Revista de Psicología del deporte*, 1996; 9(10), 51-63.
29. Rodríguez, A. P. Modelo de promoción de la salud, con énfasis en actividad física, para una comunidad estudiantil universitaria. *Rev. Salud Pública* (Bogotá), 2003; 5(3), 284-300.
30. Ramírez-Vélez R, Tordecilla-Sanders A, Laverde D, Hernández-Novoa JG, Ríos M, Rubio F, Correa JE, Martínez-Torres J. The prevalence of barriers for Colombian college students engaging in physical activity. *Nutr Hosp* 2014 (En prensa).

Copyright of Nutricion Hospitalaria is the property of Sociedad Espanola de Nutricion Parenteral y Enteral and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.