

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

Titulillo. Barreras para ser físicamente activo

Psychometric Validation of the Spanish version of the “Barriers to being active quiz” among university students in the Colombia

Running title. Barriers to being active quiz

Autores:

Rubén Fernando Rubio-Henao M en C⁽¹⁾; Jorge Enrique Correa D en C⁽¹⁾; Robinson Ramírez-Vélez D en C^{(2)*}

(1) Centro 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, Colombia.

(2) Grupo de Investigación GICAEDS, Facultad de Cultura Física, Deporte y Recreación, Universidad Santo Tomás, Bogotá, D.C, Colombia.

*Correspondencia:

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

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 2.364 (1.462 mujeres y 1.172 varones; 18-30 años de edad) estudiantes universitarios completaron el cuestionario BBAQ-21. El α -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 a nivel global un α -cronbach de 0,83 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.

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

ABSTRACT

Objective: The Barriers to Being Active Quiz (BBAQ)-21item scale that provides a measure of 7 self-reported barriers to being physically active. The test was translated into Spanish by the team that developed its English original version, but it lacks of the necessary validity assessment studies. The aim of this study was to evaluate the psychometric properties of BBAQ (version-21-items), focusing on the reliability and validity.

Material and methods: A total of 2.364 (1.462 female and 1.172 male; age 18-30 years) university students completed the questionnaire BBAQ-21 ítems. *Cronbach alpha* were calculated to assess the internal consistency. Intraclass correlation coefficients (ICC) and proportion of agreement were computed to assess the stability of the two test scores, with a period of 7 days between the two administrations. An exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory (CFA) was used to analyze the validity of BBAQ-21 items.

Results: The *Cronbach alpha* coefficient is 0.83. The reliability scores of the BBAQ-21 item were moderate (ICC range 0.46-0.87). The proportion of agreement for all individual items ranged from 45-80%. A 4-factor solution emerged for each scale explained 52.90% of the variance and CFA showed moderate factor loadings.

Conclusion: It appears to have moderate reliability and reproducibility. The BBAQ-21 is available to assess the barriers to physical activity in Latin America.

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

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 test y cuestionarios para medir el constructo “barreras para la práctica de AF” mediante la autopercepción del individuo¹⁰⁻¹⁴. En castellano son destacables los “Autoinformes” de Barreras para la Práctica de Ejercicio Físico y de AF¹³⁻¹⁵. Ambos instrumentos se enmarcan dentro de la perspectiva cognitivo-social, 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” (en inglés 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 (en inglés CDC, *Centers for Disease Control and Prevention*) y el Departamento de Salud y Servicios Humanos de los Estados Unidos (en inglés USDHHS, *United States Department of Health and Human Services*). 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 (α -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 Boyacá. La selección de la muestra se realizó mediante convocatoria voluntaria y muestreo por intención y se excluyeron a sujetos con diagnóstico médico o clínico de enfermedad sistémica mayor incluyendo procesos inflamatorios y/o infecciosos.

Auto-reporte de Barreras para la Práctica de la AF. 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 opciones de respuesta del cuestionario forman escalas tipo Likert. Las respuestas son contestadas con opción múltiple con 4 posibles: «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 *a de Cronbach*, en el total de la población. De acuerdo con Nunnany²² 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 de la *test-re test* 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 para que fuese completado 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).

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 *a-cronbach* por encontrar de 0,80; con una precisión estimada de 0,10^{18,19}.

RESULTADOS

Descriptivos de fiabilidad y administración

El coeficiente *alfa de Cronbach* obtuvo un valor de 0,832 para los todos los ítems del instrumento, con una correlación positiva y estadísticamente significativa ($P < 0,05$), siendo el menor el “ítem 17” con 0,813 y el mayor el “ítem 1” con 0,844, (Cuadro 1). Se encontró que existía moderada estabilidad temporal en la mayoría de los ítems evaluados (CCI entre 0,468 y 0,876), (Cuadro 2). 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*, (Cuadro 3). 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), (Cuadro 4). 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 (Figura 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) (Figura 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 de uno de los pocos estudios que, a nivel internacional, aborda las propiedades psicométricas en la etapa universitaria. Si bien este instrumento se ha aplicado en diferentes culturas^{16,17,20}, hasta la fecha, éste es uno de los primeros estudios psicométricos realizados 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 *a 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 de la *test-re test* del cuestionario diseñado y usado por autores originales del BBAQ-21 ítems¹⁶, se obtienen 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 reúne una adecuada fiabilidad al aplicarlo 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 observa que sólo el primer factor cuenta con un auto-valor mayor de lo esperable por azar, por lo que se propondrá una estructura unidimensional (por lo que 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, donde la línea verde 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 Cuadro 4 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 y a la falta de representación de universitarios de otras ciudades. 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 edades. 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 dependiente o para determinar 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 por auto-reporte 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 como estrategia de salud pública. Por su brevedad, sólo 21 preguntas y unos 8 minutos de duración, aplicado mediante entrevista personal, creemos que es una herramienta muy útil para ser aplicada en la práctica clínica diaria de las consultas de atención primaria, la gestión o la investigación. 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.

DECLARACION DE CONFLICTO DE INTERES

Ninguno.

REFERENCIAS

1. 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.
2. 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.
3. 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.
4. 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.
5. 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.
6. 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.
7. 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, Sleaf 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.

ANEXOS

Cuadro 1
Índice de discriminación y coeficiente α -cronbach

Barreras (Ítems)	Varianza de la escala si se elimina el elemento	Correlación ítem-total corregida	α -cronbach
Ítem 1	96,899	0,498	0,844
Ítem 2	86,253	0,436	0,815
Ítem 3	85,302	0,479	0,813
Ítem 4	84,591	0,465	0,814
Ítem 5	89,618	0,280	0,823
Ítem 6	85,946	0,437	0,815
Ítem 7	87,174	0,435	0,816
Ítem 8	87,156	0,421	0,816
Ítem 9	88,137	0,453	0,815
Ítem 10	85,915	0,476	0,813
Ítem 11	86,719	0,459	0,814
Ítem 12	91,034	0,303	0,821
Ítem 13	89,892	0,424	0,817
Ítem 14	88,509	0,417	0,817
Ítem 15	87,538	0,354	0,820
Ítem 16	86,210	0,441	0,815
Ítem 17	85,058	0,507	0,812
Ítem 18	86,291	0,467	0,814
Ítem 19	90,650	0,369	0,819
Ítem 20	87,837	0,468	0,815
Ítem 21	87,901	0,336	0,821

Cuadro 2
Estabilidad temporal, reproducibilidad y porcentaje de acuerdo (n=165)

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

Cuadro 3
Matriz de componentes y estadísticos factoriales

Estadístico	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
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					

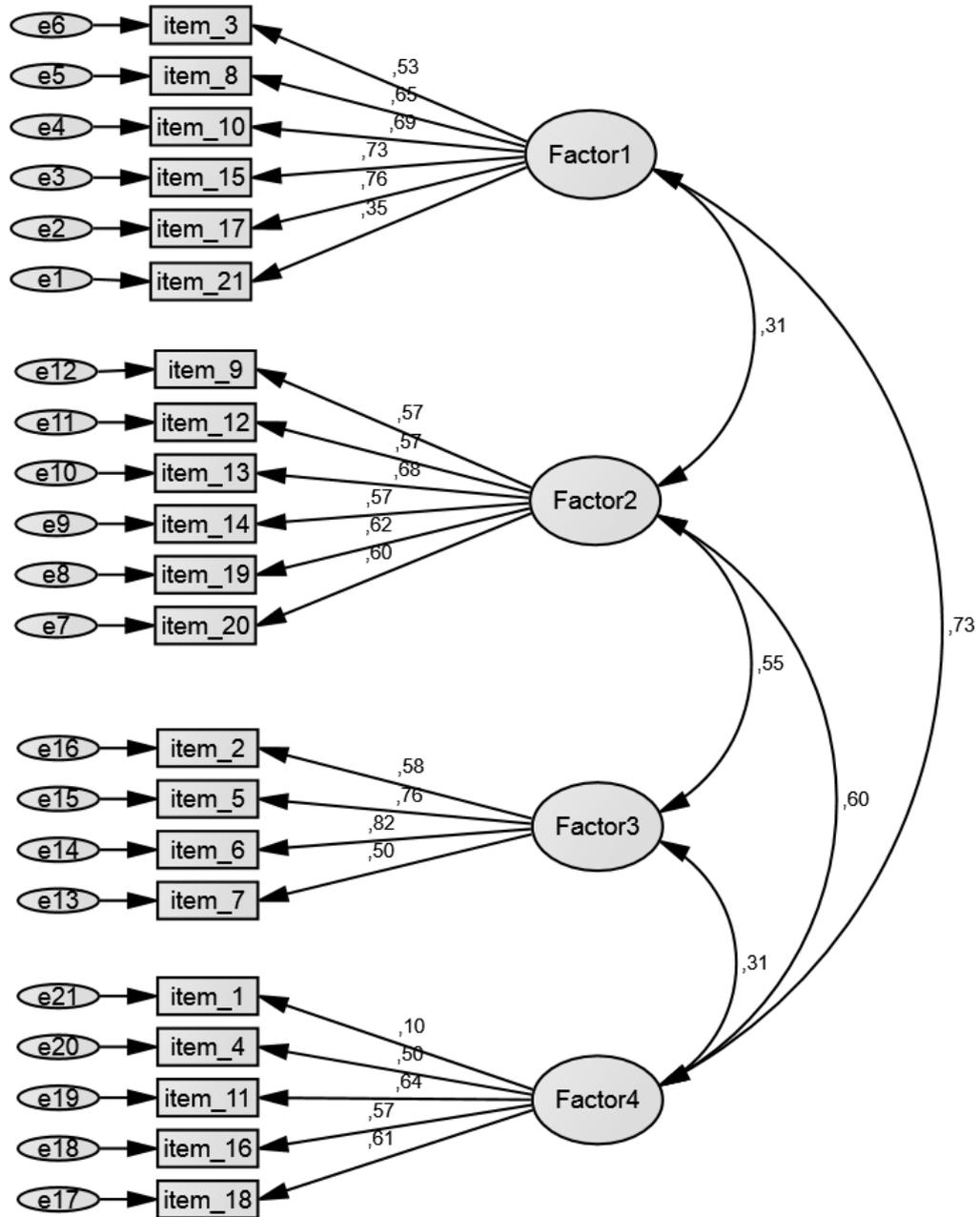
KMO: Índice de adecuación de Kaiser-Meyer-Olkin.
Método de extracción: Factorización de eje principal

Cuadro 4
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

Figura 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

Figura 2
Análisis Paralelo para la delimitación del número de factores

