

## **Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas**

### **Composition and factorial invariance of the MIFA questionnaire among adolescent athletes and non-athletes**

José René Blanco Ornelas; Susana Ivonne Aguirre Vásquez; Carolina Jiménez Lira; Fernando Mondaca Fernández y Perla Jannet Jurado García

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

Contacto: [pjurado@uach.mx](mailto:pjurado@uach.mx)

**Cronograma editorial:** Artículo recibido: 24/02/2020 Aceptado: 14/12/2020 Publicado: 01/01/2021

<https://doi.org/10.17979/sportis.2021.7.1.5995>

#### **Resumen**

A pesar de los beneficios de la actividad física sobre la salud, la mayoría de los adolescentes no alcanza un nivel suficiente. El objetivo de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas propuestas por Moreno, Moreno y Cervelló para el cuestionario Medida de la Intencionalidad para ser Físicamente Activo. La muestra total fue de 496 adolescentes mexicanos 232 deportistas y 264 no deportistas, con edades comprendidas entre 12-15 años ( $M = 12.95$ ;  $DE = 0.47$ ). La estructura factorial del cuestionario se analizó mediante análisis factoriales confirmatorios. Los análisis, muestran que una estructura unifactorial es viable y adecuada tanto para la muestra total ( $GFI .999$ ;  $RMSEA <.001$ ;  $CFI 1.000$ ) como para las poblaciones de deportistas ( $GFI .995$ ) y no deportistas ( $GFI 1.000$ ). La estructura unifactorial, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Por otro lado, la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos se consideran invariantes de acuerdo a la variable práctica deportiva; sin embargo, existen diferencias entre deportistas y no deportistas para la media de intencionalidad para ser físicamente activo. En conclusión, el cuestionario Medida de la Intencionalidad para ser Físicamente Activo puede ser considerado una herramienta útil para avanzar en el estudio de los factores que afectan a la práctica de actividad física.

### Palabras clave:

Validez; fiabilidad; psicometría; actividad física; motivación.

### Abstract

Despite the health benefits of physical activity, most adolescents do not reach a sufficient level. The aim of this research was to analyze the psychometric properties proposed by Moreno and collaborators for the Measurement of Intention to be Physically Active questionnaire. The total sample has been composed by 496 Mexican adolescents, 232 athletes and 264 non-athletes, with ages from 12 to 15 years ( $M = 12.95$ ,  $SD = 0.47$ ). The factor structure of questionnaire has been analyzed through the confirmatory factor analysis. This analysis shows that a unifactorial structure is viable and adequate for the total sample (GFI .999; RMSEA  $<.001$ ; CFI 1.000) and the populations of athletes (GFI .995) and non-athletes (GFI 1.000). The unifactorial structure, according to statistical and substantive criteria, has shown adequate indicators of reliability and validity adjustment. On the other hand, the factorial structure, the factorial loads and the intercepts are considered invariant according to sport practice; however, there are differences between athletes and non-athletes for the average intentionality of being physically active. In conclusion, the Measurement of Intention to be Physically Active questionnaire can be a useful tool to advance in the study of the factors that affect the practice of physical activity.

### Keywords

Validity; reliability; psychometrics; physical activity; motivation

### Introducción

De acuerdo con la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2018) la inactividad física es uno de los principales factores de riesgo de mortalidad a nivel mundial, además afirma que más del 80% de la población adolescente no tiene un nivel suficiente de actividad física, resultados que concuerdan con los encontrados por Ibarra, Ventura y Hernández (2019). Esto a pesar de que se han demostrado los beneficios que tiene la práctica de actividad física sobre la salud a largo plazo (Koster, Stenholm, & Schrack, 2018); cabe mencionar que un nivel insuficiente impide disfrutar no sólo de una buena salud física, sino también de una buena salud psicológica (Gutiérrez, 2017).

Por otro lado, uno de los objetivos centrales de la educación física es la promoción de un estilo de vida activo, no obstante la transferencia del aprendizaje de la clase a la vida va

Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

más allá de la escuela, y ésta rara vez se lleva a cabo (Haerens, Kirk, Cardon, De Bourdeaudhuij, & Vansteenkiste, 2010). Por lo que, no se debe limitar la salud y la educación para la salud a la prevención del riesgo, la enfermedad y la muerte prematura, sino que va más bien en relación al aprendizaje, como un proceso apropiado (Quennerstedt, 2019).

Sin embargo, el cambio de comportamiento no es un proceso fácil; y el aumento de la actividad física es particularmente desafiante debido a que existen varias barreras que impiden la práctica de actividad física, así como diversas influencias que promueven el comportamiento sedentario (Chambliss, 2015): la tecnología por ejemplo ha revolucionado la forma en que opera nuestro mundo, y en consecuencia los estilos de vida de las personas (Toto y Strazzeri, 2018); por otro lado, el contexto social puede actuar como apoyo para que los adolescentes realicen actividad física, dado el efecto que tanto padres como amigos y profesores tienen en el comportamiento de los jóvenes debido al tiempo que pasan con ellos y la influencia que puedan ejercer (Trigueros, Aguilar-Parra, Cangas, Fernández-Batanero y Álvarez, 2019).

Y es aquí donde la teoría de la autodeterminación juega un papel importante, la cual se describe como una macroteoría de la motivación humana, la emoción y la personalidad, que proporciona una comprensión del por qué las personas inician y persisten en los comportamientos (Deci & Ryan, 2011); dicha teoría se ha aplicado con éxito en una amplia variedad de contextos, incluida la ecología, la psicoterapia, el trabajo, la educación, el ejercicio y los deportes (Haerens et al., 2010). Actualmente, la teoría de la autodeterminación se compone de cinco miniteorías: teoría de la evaluación cognitiva, teoría de la integración organística, teoría de orientaciones causales, teoría de las necesidades básicas y teoría del contenido del objetivo (Vansteenkiste, Niemiec, & Soenens, 2010).

En relación a la medición de la intencionalidad de ser físicamente activo existen diversos instrumentos tales como Behavioral Regulation in Exercise Questionnaire (BREQ2) (Haerens et al., 2010), Escala de Locus Percibido de Causalidad con la regulación integrada (PLOC-2) (Ferriz, González-Cutre, & Sicilia, 2015), State Mindfulness Scale (Cox, Ullrich-French, & French, 2016), el cuestionario Intention to be Physically Active (Hein, Müür, &

Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

Koka, 2004), este cuestionario fue adaptado al español por Moreno et al. (2007) quienes lo llamaron Medida de la Intencionalidad para ser Físicamente Activo (MIFA).

El cuestionario MIFA consta de un factor denominado intencionalidad de ser físicamente activo compuesto por cinco ítems para medir la intención del sujeto de ser físicamente activo tras su paso por las diversas instituciones educativas; este instrumento se ha seguido adaptando y validando en diferentes ámbitos, tales como en universitarios, en educación primaria, en adolescentes deportistas y no deportistas, adolescentes de acuerdo al género, maestros de educación primaria, entre otros (Arias, Castejón, & Yuste, 2013; Aspano, Lobato, Leyton, & Jiménez, 2015; Blázquez, León-Mejía, & Feu, 2015; Expósito, Fernández, Almagro, & Sáenz-López, 2012; Franco-Arévalo, De la Cruz Sánchez, & Feu, 2017; Grao-Cruce, Fernández-Martínez, Teva-Villén, & Niviala, 2017; Moreno et al., 2012; Muñoz, 2017). Sin embargo no se han encontrado estudios realizados con el cuestionario MIFA entre adolescentes mexicanos.

Por ello, el objetivo en el presente estudio instrumental (Montero & León, 2005) es investigar la estructura factorial del cuestionario Medida de la Intencionalidad para ser Físicamente Activo propuesta por Moreno et al. (2007) y la equivalencia psicométrica del mismo en adolescentes deportistas y no deportistas; lo que se justifica por la importancia de comprobar la estructura factorial de un instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos (Abalo, Lévy, Rial, & Varela, 2006).

## **Método**

### ***Participantes***

La muestra de 496 adolescentes del noroeste de México, 232 deportistas (36.6% mujeres y 63.4% de hombres) y 264 no deportistas (56.1% mujeres y 43.9% hombres), se obtuvo mediante un muestreo por conveniencia. La edad de los participantes fluctuó entre los 12 y 15 años, con una media de 12.95 y una desviación estándar de 0.47 años.

## ***Instrumento***

Medida de la Intencionalidad para ser Físicamente Activo (MIFA), versión en español de Moreno et al. (2007), consta de 5 ítems que miden la intención del sujeto de ser físicamente activo tras su paso por las diversas instituciones educativas. Los ítems van precedidos de la frase “Respecto a tu intención de practicar alguna actividad físico-deportiva...”. Las respuestas corresponden a una escala tipo Likert que oscila de 1 a 5, donde 1 corresponda a “totalmente en desacuerdo” y 5 a “totalmente de acuerdo”. Esta escala mostró en el análisis de consistencia interna un alfa de Cronbach de .94,  $X^2/g$ . 1. 18.193, y en las medidas de ajuste incremental CFI .98, TLI .96, RMSEA .056 y SRMR .018.

Para nuestro estudio se hicieron tres adaptaciones a la versión de Moreno et al. (2007). Motivo por el cual nos referiremos al cuestionario MIFA como cuestionario MIFA-M.

Primera adaptación, en la versión original se puntúa con cinco opciones de respuesta; en la versión utilizada en la presente investigación el sujeto elige entre 11 posibles respuestas. Conjugamos la escala original con nuestra versión para que quedara de la manera siguiente: completamente en desacuerdo (0), en desacuerdo (1, 2 y 3), ni de acuerdo ni en desacuerdo (4, 5 y 6), de acuerdo (7, 8 y 9) y completamente de acuerdo (10). Esta primera adaptación se justifica porque los sujetos al ser estudiantes están acostumbrados a la escala de 0 a 10, ya que así han sido evaluados por el sistema educativo de nuestro país (México).

La segunda adaptación consistió en cambiar algunos términos utilizados en los ítems de la versión original con el fin de utilizar un lenguaje más adecuado al contexto de la cultura mexicana (por ejemplo la frase “después de terminar el instituto” por “después de terminar la secundaria”).

La tercera adaptación consistió en aplicar el instrumento por medio de una computadora; esto con el fin de permitir el almacenamiento de los datos sin etapas previas de codificación, con una mayor precisión y rapidez.

## ***Procedimiento***

Una vez conseguido el permiso de las autoridades educativas, los directores de las instituciones fueron quienes se encargaron de hablar con los padres de familia para obtener el

Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

consentimiento informado, luego se invitó a participar en el estudio a los alumnos de secundaria de la ciudad de La Paz, Baja California, México. El cuestionario se aplicó de manera informatizada y antes de ingresar al instrumento se encontraba el asentimiento informado. Para firmar se presiona el botón “Sí quiero”, si se presiona el botón “No quiero”, inmediatamente el sistema abandona el cuestionario. También se les aclaró a los estudiantes que en cualquier momento que no quisieran continuar con el llenado del cuestionario podían abandonarlo.

Luego se aplicó el instrumento antes descrito en una sesión de aproximadamente 20 minutos; en las aulas de los centros educativos. Al inicio de la evaluación se comentaban las instrucciones del cuestionario y los objetivos de la investigación.

Una vez aplicado el cuestionario se procedió a recopilar y a analizar los datos mediante el paquete SPSS 18.0 y AMOS 21.0.

### ***Análisis de datos***

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas: 1) Análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario y 2) Análisis de invarianza factorial; con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades psicométricas.

### ***Análisis de las propiedades psicométricas del instrumento***

El primer paso del análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario consistió en calcular la asimetría y la curtosis de cada ítem, para determinar si se cumplía el supuesto de normalidad.

Luego, se sometieron a comparación dos modelos de medida: el MIFA-1\_5, que responde a una estructura unifactorial acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario y el MIFA-1\_4, que corresponde a la estructura factorial del modelo anterior sin el ítem 1 de más baja saturación en el factor.

Posteriormente, a través del Coeficiente Alpha de Cronbach (Elosua & Zumbo, 2008; Nunnally & Bernstein, 1995) y del Coeficiente Omega (Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009), se calculó la fiabilidad del factor en cada uno de los modelos de medida obtenidos.

### ***Análisis de invarianza factorial***

Con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades para la conformación de los puntajes del cuestionario MIFA-M en deportistas y no deportistas se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial, tomando como base el mejor modelo obtenido en la muestra total (modelo MIFA-1\_4). Luego se calculó la fiabilidad, en ambas muestras, del factor obtenido a través del Alfa de Cronbach y el Coeficiente Omega (Revelle & Zinbarg, 2009).

Para conducir todos 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 la 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 (ML) con la aplicación de procedimientos de remuestreo bootstrap para los casos de no normalidad (Byrne, 2016; Kline, 2011) aun cuando en AMOS 21.0 el ML es especialmente robusto para posibles casos de no normalidad, especialmente si la muestra es suficientemente amplia y los valores de asimetría y curtosis no son extremos (asimetría  $< |2|$  y curtosis  $< |7|$ ); siguiendo además 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, 2016; Gelabert et al., 2011); con los valores de referencia para  $RMSEA < .08$ , y los índices GFI, TLI, AGFI Y



Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

CFI  $\geq$ .95 y CMIN/GL < 3 (Ruiz, Pardo y San Martín, 2010). El análisis de los datos se realizó mediante los paquetes SPSS 18.0 y AMOS 21.0.

## Resultados

### *Asimetría y curtosis de los ítems del cuestionario*

En la Tabla nº1 se resumen los valores de asimetría y curtosis de las distintas variables contempladas en el modelo de medida. Todas las variables muestran valores de asimetría entre  $\pm 1.45$  y  $\pm 1.40$  de curtosis, por lo que se infiere que las variables se ajustan razonablemente a una distribución normal; por otro lado el índice multivariado de Mardia por debajo del valor 70 indica normalidad multivariada (Rodríguez & Ruiz, 2008).

Tabla nº 1

*Asimetría y curtosis de los ítems del cuestionario MIFA-M. Muestra total.*

Ítem	AS	CU
1 Me interesa el desarrollo de mi forma física, para no estar débil, mediante la práctica de deporte	-1.08	0.37
2 Además de las clases de Educación Física, me gusta practicar deporte	-1.43	1.40
3 Después de terminar la secundaria, quisiera formar parte de un club deportivo	-1.00	-0.06
4 Después de terminar la secundaria, me gustaría mantenerme activo practicando un deporte	-1.37	1.18
5 Habitualmente practico deporte en mi tiempo libre	-0.95	-0.34
índice multivariado de Mardia		25.70

Nota: AS = asimetría; CU = curtosis

### *Análisis factorial confirmatorio muestra total*

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (*GFI* .990; *RMSEA* .057; *CFI* .993) para el modelo MIFA-1\_5 que corresponde a una estructura unifactorial acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario, indican que el modelo de medición es óptimo (Tabla nº2).



Tabla n<sup>o</sup>2

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

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	$\chi^2$	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
MIFA-1_5	12.950*	.990	.057	.969	.986	.993	2.590	32.950
MIFA-1_4	1.165	.999	<.001	.994	1.000	1.000	0.582	17.165

Nota: \*  $p < .05$ ; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; 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

El factor del modelo MIFA-1\_5 explica aproximadamente el 64% de la varianza y de acuerdo a los resultados obtenidos 4 de los 5 ítems saturan por encima de .60 en su dimensión prevista (Tabla n<sup>o</sup>3).

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .999; RMSEA <.001; CFI 1.000) del segundo modelo sometido a prueba (MIFA-1\_4) que corresponde a la estructura factorial del modelo anterior sin el ítem 1 de más baja saturación en el factor, indican que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es óptimo (Tabla n<sup>o</sup>2). El factor de este modelo explica aproximadamente el 73% de la varianza. Por otro lado los cuatro ítems saturan por encima de .60 en su dimensión prevista (Tabla n<sup>o</sup>3).

Tabla n<sup>o</sup>3

Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para los Modelos MIFA-1\_5 y MIFA-1\_4.

Ítem		MIFA-1_5	MIFA-1_4
1	Me interesa el desarrollo de mi forma física, para no estar débil, mediante la práctica de deporte	.46	-
2	Además de las clases de Educación Física, me gusta practicar deporte	.79	.78
3	Después de terminar la secundaria, quisiera formar parte de un club deportivo	.83	.83
4	Después de terminar la secundaria, me gustaría mantenerme activo practicando un deporte	.91	.92
5	Habitualmente practico deporte en mi tiempo libre	.66	.66

El factor del modelo MIFA-1\_5, obtiene valores de consistencia interna de  $\alpha = .846$  y  $\Omega = .858$  y el factor del modelo MIFA-1\_4, obtiene valores de consistencia interna de  $\alpha = .866$  y  $\Omega = .877$ .

### ***Análisis factoriales confirmatorios no deportistas y deportistas***

Tanto en la muestra de deportistas como de no deportistas todas las variables muestran valores de asimetría de  $\pm 2.00$  y  $\pm 4.00$  de curtosis, además, el índice multivariado de Mardia por debajo del valor 70 indica normalidad multivariada (Rodríguez & Ruiz, 2008).

De acuerdo a los resultados de la Tabla nº4 el análisis factorial confirmatorio de 4 ítems agrupados en un solo factor en la muestra de deportistas es óptimo (*GFI* 1.000 y *RMSEA* .020) 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 nº4), indica nuevamente que el modelo de medición unifactorial es óptimo (*GFI* 1.000 y *RMSEA* <.001) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Tabla nº4

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

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	$\chi^2$	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Solución factorial para los deportistas								
1 factor 4 ítems	2.184	.995	.020	.977	.999	1.000	1.092	18.184
Saturado	0.000	1.000				1.000		20.000
Independiente	375.893*	.520	.517	.200	.000	.000	62.649	383.893
Solución factorial para los no deportistas								
1 factor 4 ítems	0.111	1.000	<.001	.999	1.000	1.000	0.056	16.111
Saturado	0.000	1.000	.000			1.000		20.000
Independiente	514.917*	.472	.568	.120	.000	.000	85.820	522.917

*Nota:* \*  $p < .05$ ; *GFI* = índice de bondad de ajuste; *RMSEA* = error cuadrático medio de aproximación; *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

Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

De acuerdo a los resultados de la Tabla nº5, en ambas muestras, la mayoría de los ítems saturan por encima de .70 en su dimensión (factor) prevista.

Tabla nº5

*Soluciones estandarizadas para el análisis factorial confirmatorio en ambas muestras.*

	Ítem	Deportistas	No deportistas
2	Además de las clases de Educación Física, me gusta practicar deporte	.76	.75
3	Después de terminar la secundaria, quisiera formar parte de un club deportivo	.74	.82
4	Después de terminar la secundaria, me gustaría mantenerme activo practicando un deporte	.92	.92
5	Habitualmente practico deporte en mi tiempo libre	.54	.63

### ***Invarianza de la estructura factorial entre deportistas y no deportistas***

Los índices de ajuste obtenidos (Tabla nº6) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos muestras. El valor de Chi-cuadrado está por debajo al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, los índices  $GFI=.998$ ,  $CFI=1.000$ ,  $RMSEA<.001$  y  $AIC=34.295$  refuerzan esta 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 nº6 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general ( $GFI .997$ ) y el error cuadrático medio de aproximación ( $RMSEA <.001$ ) siguen aportando información convergente en el sentido de la invarianza métrica. Además el criterio de información de Akaike ( $AIC 28.809$ ) y el índice comparativo de Bentler ( $CFI 1.000$ ) 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  $CFI$ s obtenida permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Podemos concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos muestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las muestras, pasamos a evaluar la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla nº6) muestran 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 nueve milésimas; el índice de ajuste general es .960 y el error cuadrático medio de aproximación es .060. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Tabla nº6

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

Modelo	Índice de Ajuste						
	$\chi^2$	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	2.295	4	.998	.997	1.000	<.001	34.295
Invarianza métrica	2.809	7	.997	.997	1.000	<.001	28.809
Invarianza factorial fuerte	45.109*	8	.960	.949	.991	.060	39.109

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

El factor del modelo MIFA-M alcanza valores de consistencia interna por encima de .80 en ambas muestras, en deportistas el alfa fue de .809 y el omega igual a .835; y en no deportistas el alfa fue de .853 y el omega de .865.

### ***Contraste de las medias entre deportistas y no deportistas***

Una vez comprobada la invarianza factorial, las diferencias entre las medias del factor de los dos grupos se estimaron tomando como referente la muestra de no deportistas, fijando en 0 el valor de las medias para dicha muestra y estimando libremente el valor de las medias para la muestra de 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 entre medias indicaron que los deportistas, en comparación con los no deportistas, presentan una mayor intencionalidad para ser físicamente activos (1.771,  $p < 0.001$ ).

## Discusión

De los resultados mostrados, de su análisis y tomando en cuenta que el objetivo principal de este estudio fue el de examinar la estructura factorial del cuestionario Medida de la Intencionalidad para ser Físicamente Activo (MIFA-M) y la medición de su invarianza factorial en adolescentes mexicanos de acuerdo a la variable práctica deportiva, se pueden obtener las siguientes conclusiones:

1) Los análisis factoriales confirmatorios realizados en la muestra total apoyan la estructura factorial de un solo factor; donde el factor así obtenido presenta en general saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas, saturaciones que se corresponden con la estructura propuesta para el cuestionario por Moreno et al. (2007); no obstante la necesidad de eliminar el ítem 1 (me interesa el desarrollo de mi forma física, para no estar débil, mediante la práctica de deporte) por su baja saturación.

2) El Análisis Factorial Confirmatorio tanto en la muestra de deportistas como de no deportistas, indicó que el ajuste de los datos al modelo teórico de cuatro ítems agrupados en un solo factor es óptimo. Al mismo tiempo que el factor así obtenido presenta saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas.

3) El factor en ambas muestras evidenció una consistencia interna muy aceptable, a pesar del número reducido de ítems.

4) Conjuntamente con todo lo antes dicho, los resultados del análisis de la invarianza factorial entre deportistas y no deportistas; indican 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.

5) Las comparaciones entre los grupos reflejaron diferencias significativas, a favor de los deportistas en cuanto su intencionalidad para ser físicamente activos, resultados que en general concuerdan con los encontrados por Spatacioli (2020) y Grao-Cruce, Fernández-Martínez, Teva-Villén, & Niviala (2017). Lo que parece indicar que los no deportistas pueden ser más propensos al no mantenimiento de la conducta activa.

## Conclusiones

El análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario Medida de la Intencionalidad para ser Físicamente Activo (MIFA-M) ha mostrado que una estructura unifactorial, de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos, es viable, adecuada e invariante entre los adolescentes deportistas y no deportistas. La estructura unifactorial ha mostrado adecuados indicadores de ajuste 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 del cuestionario. Específicamente, debe demostrarse si la invarianza de la estructura de la escala se cumple por edad y género; de tal manera que, se considera que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en las investigaciones realizadas hasta el momento. Además es necesario ampliar la muestra incluyendo por ejemplo adolescentes de otras regiones del país.

Asimismo, es indispensable comprobar si el cuestionario resulta útil para predecir la baja autoestima y la adherencia hacia el inicio y el mantenimiento de la conducta activa.

## Agradecimientos

La Secretaría de Educación Pública-Subsecretaría de Educación Superior-Dirección de Superación Académica- Programa para el Desarrollo Profesional Docente (DE-13 -6894) quién financió este estudio.

## Referencias bibliográficas

- Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & 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.
- Arias, J. L., Castejón, F. J., & Yuste, J. L. (2013). *Propiedades psicométricas de la escala de intencionalidad de ser físicamente activo en Educación Primaria: Psychometric*

Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

*properties of the intention to be physically active scale in primary education:*  
Ministerio de Educación.

- Aspano, M. I., Lobato, S., Leyton, M., & Jiménez, R. (2015). *La motivación y los estilos de vida saludables en adolescentes pacenses en función del género*. Paper presented at the Libro de actas del XI Congreso Internacional sobre la enseñanza de la Educación Física y el deporte escolar.
- Blázquez, A., León-Mejía, A., & Feu, S. (2015). Intención y práctica de actividad física en maestros españoles. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 15(2), 163-170. DOI: <https://doi.org/10.4321/S1578-84232015000200018>
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*: Routledge. DOI: <https://doi.org/10.4324/9781315757421>
- Cox, A. E., Ullrich-French, S., & French, B. F. (2016). Validity evidence for the state mindfulness scale for physical activity. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 20(1), 38-49. DOI: <https://doi.org/10.1080/1091367X.2015.1089404>
- Chambliss, H. (2015). *Motivating Physical Activity: Skills and Strategies for Behavior Change Diet and Exercise in Cystic Fibrosis* (pp. 307-316): Elsevier. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-800051-9.00035-3>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. DOI: [https://doi.org/10.1207/s15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/s15328007SEM0902_5)
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2011). Self-Determination Theory. En P. A. M. Van Lange, A. W. Kruglanski & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of Theories of Social Psychology: Collection: Volumes 1 & 2* (pp. 416-437). New Delhi: SAGE Publications. DOI: <https://doi.org/10.4135/9781446249215.n21>
- Elosua, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20(4), 896-901. Recuperado de <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3572>
- Expósito, C., Fernández, E. J., Almagro, B. J., & Sáenz-López, P. (2012). Validación de la escala medida de la intencionalidad para ser físicamente activo adaptada al contexto



Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

- universitario. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 12(2), 49-56. DOI: <https://doi.org/10.4321/S1578-84232012000200006>
- Ferriz, R., González-Cutre, D., & Sicilia, Á. (2015). Revisión de la Escala del Locus Percibido de Causalidad (PLOC) para la Inclusión de la Medida de la Regulación Integrada en Educación Física. *Revista de Psicología del Deporte*, 24(2), 329-338. Recuperado de [https://www.rpd-online.com/article/view/v24-n2-ferriz-gonzalez-cutre-et-al/Ferriz\\_Gonzalez\\_Cutreetal](https://www.rpd-online.com/article/view/v24-n2-ferriz-gonzalez-cutre-et-al/Ferriz_Gonzalez_Cutreetal)
- Franco-Arévalo, D., De la Cruz Sánchez, E., & Feu, S. (2017). La influencia de los padres e iguales en la realización de actividad físico-deportiva de los escolares de educación primaria. *E-Balonmano. com: Revista de Ciencias del Deporte*, 13(3), 263-272. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6291285>
- Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A., & Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139. Recuperado de <http://www.psicothema.com/PDF/3861.pdf>
- Grao-Cruce, A., Fernández-Martínez, A., Teva-Villén, M. R., & Niviala, A. (2017). Autoconcepto físico e intencionalidad para ser físicamente activo en los participantes del programa de escuelas deportivas. *Journal of Sport and Health Research*, 9(1), 15-26. Recuperado de [http://www.journalshr.com/papers/Vol%209\\_N%201/V09\\_1\\_2.pdf](http://www.journalshr.com/papers/Vol%209_N%201/V09_1_2.pdf)
- Gutiérrez, M. (2017). Efecto de las actitudes hacia la Educación Física sobre los motivos de práctica deportiva fuera del horario escolar. *Sportis*, 3(1), 123-140. DOI: <https://doi.org/10.17979/sportis.2017.3.1.1747>
- Haerens, L., Kirk, D., Cardon, G., De Bourdeaudhuij, I., & Vansteenkiste, M. (2010). Motivational profiles for secondary school physical education and its relationship to the adoption of a physically active lifestyle among university students. *European Physical Education Review*, 16(2), 117-139. DOI: <https://doi.org/10.1177/1356336X10381304>
- Hein, V., Müür, M., & Koka, A. (2004). Intention to be Physically Active after School Graduation and Its Relationship to Three Types of Intrinsic Motivation. *European*

Para citar este artículo utilice la siguiente referencia: Blanco Ornelas, J.R.; Aguirre Vásquez, S.I; Jiménez Lira, C.; Mondaca Fernández, F y Jurado García, P.J (2021). Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. *Sportis Sci J*, 7 (1), 131-149.

<https://doi.org/10.17979/sportis.2021.7.1.5995>

<http://revistas.udc.es/>

Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

*Physical Education Review*, 10(1), 5-19. DOI:  
<https://doi.org/10.1177/1356336x04040618>

- Ibarra, J., Ventura, C. y Hernández, C. (2019). Hábitos de vida saludable de actividad física, alimentación, sueño y consumo de tabaco y alcohol, en estudiantes adolescentes chilenos. *Sportis*, 5(1), 70-84. DOI: <https://doi.org/10.17979/sportis.2019.5.1.3500>
- Koster, A., Stenholm, S., & Schrack, J. A. (2018). The benefits of physical activity for older people. *The Palgrave handbook of ageing and physical activity promotion* (pp. 43-60). Palgrave Macmillan, Cham. DOI: [https://doi.org/10.1007/978-3-319-71291-8\\_3](https://doi.org/10.1007/978-3-319-71291-8_3)
- Montero, I., & 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. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33701007>
- Moreno, J. A., Martínez, C., Moreno, V., Marcos, P., Conte, L., & Moreno, R. (2012). Motivación, creencias de habilidad e intención de ser físicamente activo al finalizar la Educación obligatoria. *Revista Mexicana de Psicología*, 29(2), 175-183. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/2430/243030190008.pdf>
- Moreno, J. A., Moreno, R., & Cervelló, E. (2007). El autoconcepto físico como predictor de la intención de ser físicamente activo. *Psicología y salud*, 17(2), 261-267. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/291/29117210.pdf>
- Muñoz, P. (2017). Análisis de la relación existente entre los tipos de motivación y la intención de ser físicamente activo en Educación Física de Primaria. *E-motion: Revista de Educación, Motricidad e Investigación*(8), 3-12. DOI: <https://doi.org/10.33776/remo.v0i8.3132>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- OMS. (2018). Actividad física. Recuperado de <http://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/physical-activity>
- Quennerstedt, M. (2019). Healthying physical education-on the possibility of learning health. *Physical Education and Sport Pedagogy*, 24(1), 1-15. DOI: <https://doi.org/10.1080/17408989.2018.1539705>

Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Rodríguez, M. N., & Ruiz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29, 205-227. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2718372>
- Ruiz, M. A., Pardo, A. y San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. Recuperado de <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441004.pdf>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Spatacioli, E. S. (2020). Factores motivacionales relacionados con la adherencia a la práctica físico-deportiva en adolescentes de 15 a 19 años de los centros deportivos de la ciudad de Punta Alta. Universidad Nacional de Río Negro. Recuperado de <https://rid.unrn.edu.ar/jspui/handle/20.500.12049/5371>
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association. DOI: <https://doi.org/10.1037/10694-000>
- Toto, G. A. y Strazzeri, I. (2018). Sport and physical education as prevention against technological addictions. *Journal of Human Sport & Exercise*. DOI: <https://doi.org/10.14198/jhse.2019.141.11>
- Trigueros, R., Aguilar-Parra, J. M., Cangas, A. J., Fernández-Batanero, J. M. y Álvarez, J. F. (2019). The Influence of the Social Context on Motivation towards the Practice of Physical Activity and the Intention to be Physically Active. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(21), 4212. DOI: <https://doi.org/10.3390/ijerph16214212>

Artículo Original. Composición e Invarianza factorial del cuestionario MIFA en adolescentes deportistas y no deportistas. Vol. 7, n.º 1; p. 131-149, enero 2021. A Coruña. España ISSN 2386-8333

Vansteenkiste, M., Niemiec, C. P., & Soenens, B. (2010). The development of the five mini-theories of self-determination theory: An historical overview, emerging trends, and future directions *The decade ahead: Theoretical perspectives on motivation and achievement* (pp. 105-165): Emerald Group Publishing Limited. DOI: [https://doi.org/10.1108/S0749-7423\(2010\)000016A007](https://doi.org/10.1108/S0749-7423(2010)000016A007)