

Autoconcepto físico, género y cuidado de la salud en universitarios mexicanos

Julio César Guedea Delgado*, Natalia Solano Pinto**, José René Blanco Ornelas*, Oswaldo Ceballos Gurrola*** y María Del Carmen Zueck Enríquez*

PHYSICAL SELF-CONCEPT, GENDER AND HEALTH CARE IN MEXICAN UNIVERSITY STUDENTS

KEYWORDS: Gender, physical self-concept, health care, structural equations.

ABSTRACT: This research, through structural equation models, analyze the direct and indirect effects of gender and health care on physical self-concept. The total sample was of 938 Mexican university students, with an average age of 20.46 years ($SD = 1.83$). The proposed model obtains a satisfactory fit. Being significant the majority of the hypothesized relationships. Gender and healthy habits are the variables with greater explanatory power over motor competence and physical attractiveness. It also emphasizes the mediator capacity of stress between unhealthy habits and physical self-concept. Future research should replicate these findings in larger samples.

El autoconcepto físico (AFIS) se define como la forma en que una persona tiende a percibirse en el plano de su apariencia y habilidad física. Es por tanto, un constructo multifactorial y jerárquico que engloba aspectos relacionados con la constitución, la fuerza y el atractivo físico (Axpe, Infante y Goñi, 2016). Sin embargo, aunque no existe un consenso sobre qué factores conforman el autoconcepto físico, uno de los modelos más aceptado es el propuesto por Fox (1997) que señala cuatro componentes (competencia deportiva, condición física, atractivo físico y fuerza). Paralelamente, se han ido elaborando instrumentos para su evaluación, destacando el cuestionario de autoconcepto físico (Goñi, Ruiz de Azúa y Rodríguez, 2006). La literatura encuentra relaciones entre AFIS y autocuidados (Infante, Axpe, Revuelta y Ros, 2012), fundamentalmente con la práctica del deporte. Sin embargo, no queda clara la dirección de la relación, es decir, si las personas que practican actividad física tienen mejor AFIS o viceversa (Reigal, Videra, Martín y Juárez, 2013).

Por otra parte, el concepto de autocuidado de la salud se refiere al conjunto de conductas y actividades que realizan las personas, de forma individual o grupal, para promover su salud y prevenir o acompañar a la enfermedad. Del mismo modo, está relacionado con la adquisición de hábitos y la flexibilidad para aceptar y adaptarse a los cambios naturales que se producen a lo largo del ciclo vital, la aparición de enfermedades y en general, de acontecimientos estresantes (Nuño-Solinis, Rodríguez-Pereira, Pinera-Elorriaga, Zaballa-González y Bikandi-Irazabal, 2013). Relacionado con los aspectos anteriormente expuestos es necesario reflexionar sobre las cuestiones de género. La cultura atribuye roles

a hombres y mujeres siendo, dichos aspectos socioculturales, los que marcan las diferencias de género que se transmiten a través de diferentes medios (las tecnologías de la información y de la comunicación, el ámbito educativo, la familia...) haciendo que las personas lo interioricen y vivan como si fueran naturales. A la mujer, el rol de cuidadora alejada de escenarios sociales y del deporte (Castellanos y Soriano, 2010); y al hombre el papel de persona resolutiva permitiéndole un uso del cuerpo funcional en la práctica del deporte (Sánchez-Vera, 2010).

Respecto al AFIS, los resultados entre las posibles diferencias entre hombres y mujeres son contradictorios. Algunos autores han encontrado puntuaciones superiores en AFIS en hombres (Videra-García y Reigal-Garrido, 2013), aunque otros autores han encontrado puntuaciones más altas en AFIS, asociado a su condición física y fuerza, en mujeres (Goñi, 2009) y otros no han encontrado diferencias de género en relación al AFIS (Guillen y Ramirez, 2011). Además consideramos que el colectivo universitario debe ser objeto de estudio ya que la actividad física disminuye con la edad (Isorna, Rial y Vaquero-Cristóbal, 2014).

Los tres conceptos comentados, autoconcepto físico, cuidado de la salud y género parecen estar relacionados, pero consideramos importante profundizar en dichas relaciones. Así la finalidad de esta investigación ha sido construir un modelo predictivo del AFIS a partir del género y los factores sobre el cuidado de la salud física. Para ello, y en primer lugar, se han evaluado las propiedades psicométricas de los cuestionarios utilizados en este estudio con el objetivo de garantizar la adecuación de los instrumentos seleccionados.

Correspondencia: María del Carmen Zueck Enríquez. Calle Río San Pedro, No. 2912, Colonia Junta de los Ríos, CP 31300, Chihuahua, México. Teléfono: +52 6141607070. E-mail: mzueck@uach.mx.

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

** Departamento Psicología Facultad de Educación, Campus Toledo, Universidad Castilla La Mancha, España.

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

Agradecimientos: El presente estudio fue financiado por la Secretaría de Educación Pública-Subsecretaría de Educación Superior-Dirección de Superación Académica-Programa para el Desarrollo Profesional Docente (DE-13-6894), así como la facilidad para la financiación de la publicación (CONACYT, Red Temática REDDECA).

"Artículo remitido e invitado con revisión"

Hipótesis

Del modelo inicial propuesto que integra las relaciones entre el AFIS, el género y las conductas de cuidado de la salud (Figura 1) se desprenden las siguientes hipótesis:

H1a: La variable género ejerce un efecto directo sobre el factor hábitos no saludables.

H1b: La variable género ejerce un efecto directo sobre el factor estrés.

H1c: La variable género ejerce un efecto directo sobre el factor hábitos saludables.

H1d: La variable género ejerce un efecto directo sobre el factor competencia motora.

H1e: La variable género ejerce un efecto directo sobre el factor atractivo físico.

H1f: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre la competencia motora a través del factor hábitos no saludables.

H1g: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre la competencia motora a través del factor estrés.

H1h: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre la competencia motora a través del factor hábitos saludables.

H1i: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre el atractivo físico a través del factor hábitos no saludables.

H1j: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre el atractivo físico a través del factor estrés.

H1k: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre el atractivo físico a través del factor hábitos saludables.

H1l: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre la competencia motora a través de los factores hábitos no saludables y el estrés.

H1m: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre la competencia motora a través de los factores hábitos saludables y el estrés.

H1n: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre el atractivo físico a través de los factores hábitos no saludables y el estrés.

H1o: La variable género ejerce un efecto indirecto sobre el atractivo físico a través de los factores hábitos saludables y el estrés.

H2a: El factor hábitos no saludables ejerce un efecto directo sobre el factor competencia motora.

H2b: El factor hábitos no saludables ejerce un efecto directo sobre el factor atractivo físico.

H2c: El factor hábitos no saludables ejerce un efecto indirecto sobre la competencia motora a través del factor estrés.

H2d: El factor hábitos no saludables ejerce un efecto indirecto sobre el atractivo físico a través del factor estrés.

H3a: El factor estrés ejerce un efecto directo sobre el factor competencia motora.

H3b: El factor estrés ejerce un efecto directo sobre el factor atractivo físico.

H4a: El factor hábitos saludables ejerce un efecto directo sobre el factor competencia motora.

H4b: El factor hábitos saludables ejerce un efecto directo sobre el factor atractivo físico.

H4c: El factor hábitos saludables ejerce un efecto indirecto sobre la competencia motora a través del factor estrés.

H4d: El factor hábitos saludables ejerce un efecto indirecto sobre el atractivo físico a través del factor estrés.

H5: El factor competencia motora ejerce un efecto directo sobre el factor atractivo físico.

Metodología

Participantes

Participaron en el estudio 938 jóvenes, 532 mujeres y 406 hombres, estudiantes de la Facultad de Ciencias de la Cultura Física (FCCF) de la Universidad Autónoma de Chihuahua (UACH). La edad entre 18 y 26 años, con una media de 20.46 y una desviación estándar de 1.83. La muestra se obtuvo mediante un muestreo por conveniencia, tratando de abarcar la representatividad de los diferentes semestres de las licenciaturas que se ofrecen en la FCCF.

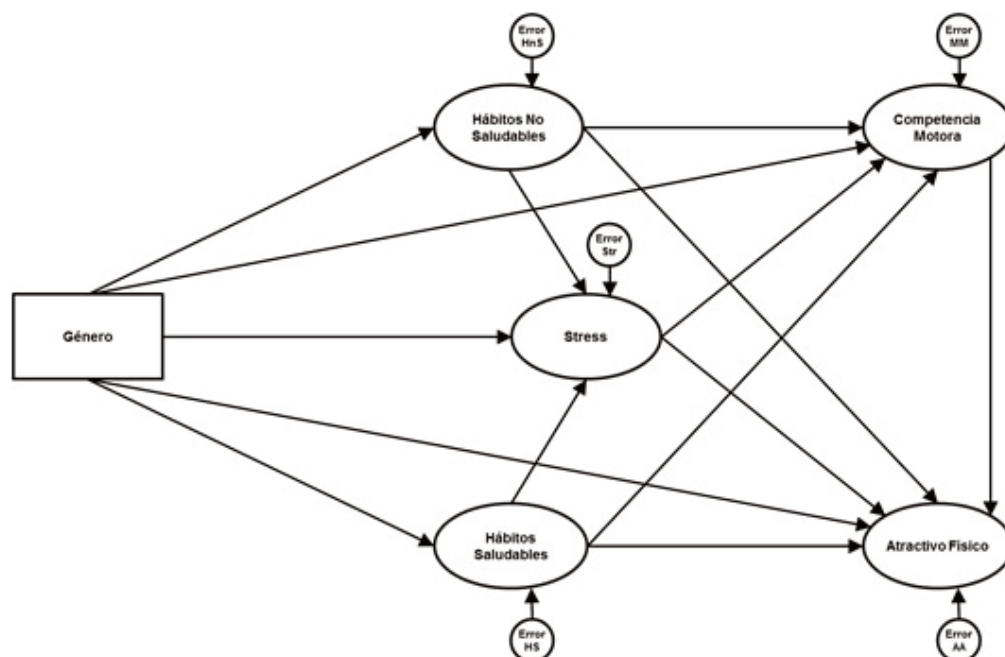


Figura 1. Modelo inicial propuesto para autoconcepto físico en función del género y conductas de cuidado de la salud física. Los indicadores de los factores no están representados por razones de simplicidad en la presentación.

Instrumentos y variables

Cuestionario Autoconcepto Físico (CAF-M) de Goñi et al. (2006) modificado por Blanco, Blanco, Viciano y Zueck (2015), consta de 12 ítems que se agrupan en dos dimensiones o subescalas: competencia motora (siete ítems) y atractivo físico (cinco ítems) que se responden según una escala tipo Likert de 0 (siempre falso) a 4 puntos (siempre verdadero).

Escala sobre el Cuidado de la Salud Física (ECSF) de Blanco (2010) es un cuestionario tipo Likert, asistido por computadora, de nueve ítems relacionados con conductas de cuidado de la salud agrupados en tres factores (hábitos saludables, hábitos no saludables y estrés) donde el encuestado responde, en una escala de 0 a 10, con qué frecuencia realiza o manifiesta dichas conductas.

En ambos instrumentos y en el modelo estudiado sólo se utilizaron los ítems que después de los análisis factoriales confirmatorios realizados presentaron las mejores cargas factoriales en su dimensión prevista.

Género donde el valor 0 representa a las mujeres y el 1 a los hombres.

Procedimiento

Se solicitó la participación del alumnado, los que aceptaron participar firmaron la carta de consentimiento informado. Se aplicaron los instrumentos mencionados por medio de un ordenador en una sesión de aproximadamente 40 minutos en los laboratorios de la FCCF. Al inicio de la sesión se hizo una pequeña introducción sobre la investigación y de cómo acceder a los instrumentos. Las instrucciones de cómo responder se encontraban antes del primer ítem de cada instrumento. Una vez aplicados los instrumentos se procedió a recopilar los resultados del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2013). Por último los resultados obtenidos, se analizaron mediante el paquete SPSS 18.0 y AMOS 21.0.

Análisis de datos

Análisis de las propiedades psicométricas de los instrumentos

Para comprobar el ajuste de la estructura factorial de los instrumentos con la muestra estudiada se realizaron análisis factoriales confirmatorios (AFCs) mediante el programa AMOS 21 (Arbuckle, 2012), las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala sea igual a la de una de las variables observables (ítems). El método de estimación empleado fue el de Máxima Verosimilitud; siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no sólo el ajuste de un modelo teórico sino que es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Tanto para el Cuestionario Autoconcepto Físico como para la Escala sobre el Cuidado de la Salud Física se sometieron a comparación dos modelos de medida: el Modelo 1 (M1), modelo acorde a la distribución original de los ítems dentro de los cuestionarios y el Modelo 2 (M1b), que responde a la estructura factorial del modelo anterior, eliminando los ítems que no fueron suficientemente bien explicados por el modelo M1 correspondiente.

Posteriormente se calculó la fiabilidad de cada uno de los factores, de los mejores modelos obtenidos en los cuestionarios

analizados, a través del Coeficiente Alpha de Cronbach (Elosua y Zumbo, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995) y del Coeficiente Omega o fiabilidad compuesta (Revelle y Zinbarg, 2009; Sijsma, 2009).

La validez convergente se estimó a través de la significatividad y tamaño de las saturaciones de los ítems sobre cada factor y de la varianza media extraída (VME) que de acuerdo a Fornell y Larcker (1981) debe ser mayor a .50. Mientras que para estimar la validez discriminante se utilizó el test de varianza extraída propuesto por Fornell y Larcker (1981) donde se calcula la VME para cada uno de los factores del modelo y se compara con el cuadrado de la correlación entre los factores, luego las VME de los dos factores superan el cuadrado de la correlación entre los factores se puede afirmar que hay validez discriminante.

Análisis de ecuaciones estructurales para el modelo propuesto

Antes de emplear el análisis de ecuaciones estructurales (SEM) para realizar el análisis del modelo propuesto y poder contrastar las hipótesis planteadas se comprobó que se cumplían los supuestos subyacentes a esta técnica, especialmente los de normalidad y linealidad, para lo cual se analizaron los valores de asimetría y curtosis y los gráficos de dispersión matricial de las distintas variables contempladas en cada modelo.

Luego, a partir de la matriz de correlaciones, se utilizó SEM utilizando el método de estimación de máxima verosimilitud (ML), con la aplicación de procedimientos de remuestreo bootstrap para los casos de no normalidad (Byrne, 2010; Kline, 2011), con el fin de someter a prueba el conjunto de relaciones explicativas hipotetizadas; 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 $<|7|$).

El ajuste de los modelos se comprobó a partir del Chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI), la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) como medidas de ajuste incremental. La razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el Criterio de Información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia (Byrne, 2010; Gelabert et al., 2011). Para el GFI, AGFI, TLI y CFI se estableció como umbral de aceptación valores superiores a .90, e inferiores a .08 para el RMSEA y el SRMR (Byrne, 2010; Gelabert et al., 2011).

Posteriormente, se analizaron los efectos directos, indirectos y totales obtenidos entre las distintas variables contempladas en el modelo.

Resultados

Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario Autoconcepto Físico

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .964; RMSEA .059; CFI .973) para el modelo M1 indicaron que el modelo de medición es óptimo (Tabla 1).

El conjunto de los dos factores del modelo M1 explicaron aproximadamente el 64% de la varianza. Por otro lado, de acuerdo a los resultados, sólo 2 de los 12 ítems saturaron por debajo de .70 en su dimensión prevista (ítems 1 y 12). Observándose además,

Modelo	Índices absolutos				Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
M1	211.312*	.964	.059	.043	.943	.963	.973	4.312	269.312
M1b	83.241*	.982	.055	.032	.962	.977	.986	3.784	129.241

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

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

una intercorrelación moderada entre los dos factores (cuyo cuadro es menor al valor de VME de cada factor) evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .982; RMSEA .055; CFI .986), del segundo modelo sometido a prueba (M1b) que corresponde a una estructura bidimensional del cuestionario sin los ítems (1, 2 y 12) de más baja saturación en cada uno de los factores, indicaron que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es óptimo (Tabla 1). Los dos factores de este modelo explicaron en conjunto aproximadamente el 69% de la varianza.

Por otro lado de acuerdo a los resultados de la Tabla 2; todos los ítems saturaron por encima de .70 en su dimensión prevista. Observándose además, intercorrelaciones moderadas entre los dos factores (cuyo cuadro es menor al valor de VME de cada factor) evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Análisis de las propiedades psicométricas escala sobre el cuidado de la salud física

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .980; RMSEA .056; CFI .968) para el modelo M1 indicaron que el modelo de medición es óptimo (Tabla 3).

El conjunto de los tres factores del modelo M1 explicaron aproximadamente el 63% de la varianza. Por otro lado de acuerdo a los resultados 3 de los 9 ítems saturaron por debajo de .70 en su dimensión prevista (ítems 2, 4 y 5). Observándose además, intercorrelaciones de bajas a moderadas entre los dos factores (cuyo cuadro es menor al valor de VME de cada factor) evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .988; RMSEA .048; CFI .982), del segundo modelo

sometido a prueba (M1b) que corresponde a la estructura tridimensional del Modelo 1 sin los ítems de más baja saturación en cada uno de los factores, indicaron que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es óptimo (Tabla 3). Los tres factores de este modelo explicaron en conjunto aproximadamente el 67% de la varianza.

Por otro lado de acuerdo a los resultados de la Tabla 4; todos los ítems, salvo los ítems 3 y 4, saturaron igual o por encima de .70 en su dimensión prevista. Observándose además, intercorrelaciones de bajas a moderadas entre los tres factores (cuyo cuadro es menor al valor de VME de cada factor) evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Fiabilidad de los factores obtenidos (consistencia interna)

Los factores resultantes en los análisis factoriales confirmatorios, en ambos cuestionarios, poseen, en su mayoría, valores de consistencia interna por encima de .70 evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 5).

Modelo de ecuaciones estructurales para predecir el autoconcepto físico a partir del género y el cuidado de la salud física

Evaluación de los supuestos subyacentes al análisis de covarianza.

Todas las variables contempladas en el modelo inicial muestran valores de asimetría de ± 1.00 y ± 2.00 de curtosis, además, el índice multivariado de Mardia (44.66) por debajo del valor 70 no indicó alejamiento de la normalidad multivariada (Rodríguez y Ruiz, 2008); por lo que se puede inferir que existe normalidad multivariada.

Item	F1	F2
Pesos Factoriales		
5 Tengo más habilidad que la gente de mi edad practicando deportes	.74	
6 Puedo correr y hacer ejercicio durante mucho tiempo sin cansarme	.74	
8 Destaco en actividades en las que se precisa fuerza física	.76	
10 Practicando deportes soy una persona hábil	.76	
11 Tengo mucha energía física	.85	
3 Me siento contento con mi imagen corporal		.79
4 En lo físico me siento satisfecho conmigo mismo		.83
7 Siento confianza en cuanto a la imagen física que transmito		.80
9 Mi cuerpo me transmite sensaciones positivas		.73
Correlaciones Factoriales		
	F1	-
	F2	.65

Nota: F1 = Competencia Motora, F2 = Atractivo Físico.

Tabla 2. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo M1b. Autoconcepto Físico.

Modelo	Índices absolutos				Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
M1	87.721*	.980	.056	.046	.959	.947	.968	3.987	133.721
M1b	46.772*	.988	.048	.038	.970	.967	.982	3.118	88.772

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

Tabla 3. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Cuidado de la salud física.

Item	F1	F2	F3
Pesos Factoriales			
4 Incluyo en mi alimentación verduras y frutas, cereales, leguminosas y alimentos de origen animal	.44		
6 Realizo ejercicio físico durante cuando menos 30 minutos tres sesiones a la semana	.71		
7 Me cuido bien físicamente	.94		
1 Consumo tabaco		.77	
2 Consumo bebidas alcohólicas		.70	
3 Como alimentos chatarra			.66
8 Me siento estresado o ansioso			.73
9 Mis preocupaciones me hacen perder el sueño			.74
Correlaciones Factoriales			
	F1	-	
	F2	.00	-
	F3	.00	.51

Nota: F1 = Hábitos saludables, F2 = Hábitos no saludables, F3 = Stress.

Tabla 4. Soluciones estandarizadas análisis factorial confirmatorio para el Modelo M1b. Cuidado de la salud física.

Factor	Ω	α	VME
Autoconcepto Físico			
Competencia Motora	.880	.870	.591
Atractivo Físico	.868	.867	.621
Cuidado de la salud física			
Hábitos saludables	.755	.717	.527
Hábitos no saludables	.702	.700	.541
Stress	.754	.701	.505

Tabla 5. Coeficiente omega, coeficiente alfa y varianza media extraída (VME) para los factores obtenidos.

Ajuste global de los modelos planteados.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio (GFI .959; RMSEA .048; CFI .965) para el modelo inicial propuesto indicaron que su ajuste es óptimo (Tabla 6). Sin embargo, dado que tres de las relaciones esperadas no resultaron significativas (Figura 2) se realizó una re-especificación del modelo inicial eliminando las relaciones no significativas: hábitos no saludables > atractivo físico, hábitos no saludables > competencia motora y hábitos saludables > estrés, (Figura 3).

Tras la eliminación de las vías (paths) no significativas, el modelo final GFI .954; RMSEA .048; CFI .962) sigue presentando un ajuste óptimo (Tabla 6).

Finalmente, se observa que ambos modelos explicaron un porcentaje de varianza igual en la variable criterio. Tanto el modelo inicial propuesto como el modelo final explicaron aproximadamente el 51% de la varianza en la percepción del

autoconcepto físico en la dimensión de atractivo físico (Figura 2 y 3, respectivamente).

Evaluación de los parámetros individuales (modelo final)

Analizando individualmente los coeficientes de regresión para cada una de las vías propuestas en el modelo final (Figura 3), se observó que la totalidad de las relaciones propuestas obtienen significación cuando menos a un nivel $p < .05$.

El efecto directo más elevado fue el que produce la competencia motora en el atractivo físico ($\beta = .587, p < .001$), seguido del producido por los hábitos saludables sobre la competencia motora y los hábitos no saludables sobre el estrés. Finalmente, en la figura 3 se puede observar que todos los efectos directos son positivos, a excepción de los producidos por el género sobre el atractivo físico y el estrés y de este último sobre los dos factores del AFIS.

Por otro lado, los resultados (Tabla 7) muestran que el género influyó indirectamente de forma significativa en el estrés, la competencia motora y el atractivo físico. Por su parte los hábitos

no saludables ejercieron un efecto indirecto sobre la competencia motora y el atractivo físico, mientras que los hábitos saludables lo tuvieron hacia el atractivo físico.

Modelo	Índices absolutos				Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Inicial	361.556*	.959	.048	.053	.939	.953	.965	3.144	473.556
Final	423.865*	.954	.048	.053	.936	.952	.962	3.140	433.865

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

Tabla 6. Índices absolutos, incrementales y de parsimonia de los modelos inicial y final para autoconcepto físico percibido en función del género y conductas de cuidado de la salud física.

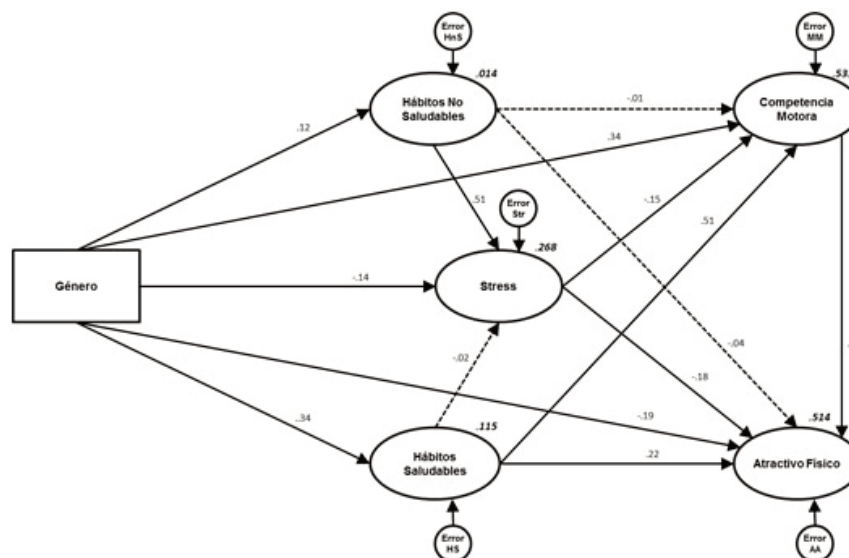


Figura 2. Solución estandarizada del modelo estructural inicial para autoconcepto físico en función del género y conductas de cuidado de la salud física. Todos los parámetros están estandarizados. Las líneas discontinuas representan paths no significativos.

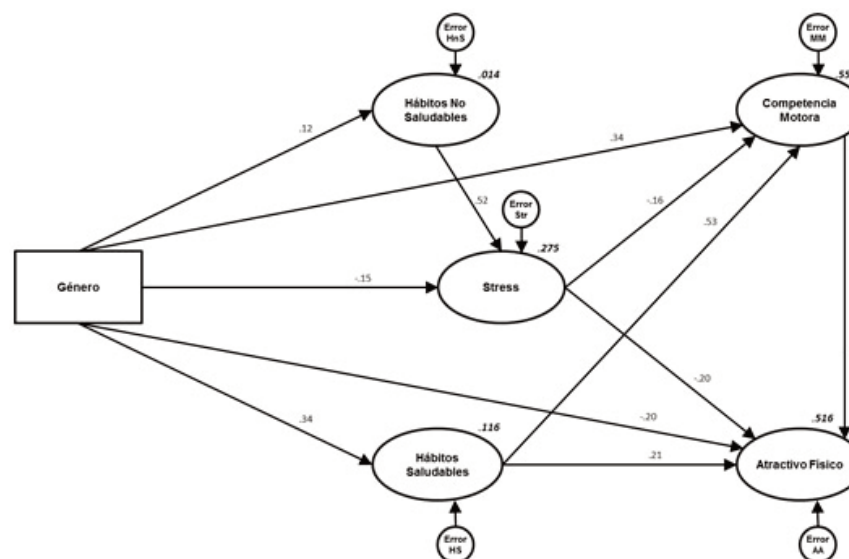


Figura 3. Solución estandarizada del modelo estructural final para autoconcepto físico en función del género y conductas de cuidado de la salud física. Todos los parámetros están estandarizados.

		Género	Hábitos No Saludables	Stress	Hábitos Saludables	Competencia Motora
Hábitos No Saludables	Directo	.120				
	Indirecto					
Stress	Directo	-.149	.521			
	Indirecto	.063				
Hábitos Saludables	Directo	.340				
	Indirecto					
Competencia Motora	Directo	.336		-.161	.528	
	Indirecto	.193	-.084			
Atractivo Físico	Directo	-.203		-.204	.206	.587
	Indirecto	.398	-.156	-.094	.310	

Tabla 7. Efectos directos e indirectos estandarizados entre las variables consideradas en el modelo estructural final para autoconcepto físico percibido en función del género y conductas de cuidado de la salud física.

Discusión

Los análisis factoriales confirmatorios para el cuestionario de autoconcepto físico (CAF-M) y para la escala sobre el cuidado de la salud física (ECSF) muestran que una estructura de dos factores (competencia motora y atractivo físico) para el primero y una de tres factores (hábitos saludables, hábitos no saludables y estrés) para la segunda, son viables y adecuadas, además de evidenciar una fiabilidad adecuada en todos sus factores; particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos. Resultados que concuerdan con los obtenidos por Blanco et al. (2015) para el cuestionario CAF-M y por Blanco (2010) para la escala ECSF.

Con respecto a la predicción del autoconcepto físico percibido a través del género y las conductas de cuidado de la salud física se han cumplido la mayoría de las hipótesis planteadas a partir del modelo inicial propuesto, de tal modo que el género y las conductas de cuidado de la salud, salvo el estrés, predicen positivamente el AFIS en la dimensión de competencia motora y ésta a su vez ejerce un efecto directo positivo sobre la dimensión de atractivo físico; resultados que concuerdan con los obtenidos por Blanco, 2010; Rodríguez, González-Fernández y Goñi, 2013; Schopp, Bike, Clark y Minor, 2015; Videra-García y Reigal-Garrido, 2013.

En particular la variable género ejerce un efecto indirecto sobre la percepción del autoconcepto físico en sus dos dimensiones (competencia motora y atractivo físico) a través de los factores del cuidado de la salud (hábitos saludables, hábitos no saludables y estrés), donde los hombres tienden a percibirse con mejor AFIS que las mujeres resultado que concuerda con los

obtenidos por Muñoz y colaboradores en 2014. Por su parte el género y los factores estrés y hábitos saludables producen un efecto directo sobre el AFIS.

Por último, a la luz de los resultados obtenidos se pueden extraer las siguientes conclusiones:

En primer lugar, el conjunto de variables consideradas en el estudio explican, en buena medida, el AFIS percibido de los jóvenes universitarios estudiados y constituyen, de este modo, un ámbito necesario de intervención educativa. Así, las variables contempladas en el modelo alcanzan a explicar más del 50% de la varianza total en el AFIS percibido, lo que parecen revelar la importancia del conjunto de variables en la predicción/explicación del AFIS de jóvenes y, por consiguiente, la necesidad de incluir su optimización y desarrollo en los planes de estudio.

Por otro lado, las variables incluidas en el modelo constituyen un entramado particular de relaciones de modo que ninguno de estos constructos funciona independientemente, sino que se interrelacionan, llegando casi a solaparse unos sobre otros.

No obstante, el alcance de estos resultados es limitado, y es necesario que en investigaciones futuras se confirme la estructura obtenida de los cuestionarios y de los modelos analizados, lo cual permitirá contar con evidencia más robusta respecto a la estructura factorial de los cuestionarios y de la capacidad de explicación de las variables estudiadas. Específicamente, debe demostrarse si la invarianza de la estructura de los cuestionarios y las relaciones encontradas entre las variables estudiadas se cumple para otro tipo de poblaciones (adolescentes, adultos, etc.); 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.

AUTOCONCEPTO FÍSICO, GÉNERO Y CUIDADO DE LA SALUD EN UNIVERSITARIOS MEXICANOS

PALABRAS CLAVE: género, autoconcepto físico, cuidado de la salud, ecuaciones estructurales.

RESUMEN: Esta investigación, mediante modelos de ecuaciones estructurales, analiza los efectos directos e indirectos del género y el cuidado de la salud sobre el autoconcepto físico. La muestra total fue de 938 universitarios mexicanos, con una edad media de 20.46 años ($DE=1.83$). Los resultados indican que el género y los hábitos saludables son las variables con mayor poder explicativo sobre la competencia motora y el atractivo físico. También destaca la capacidad mediadora del estrés entre los hábitos no saludables y el autoconcepto físico. Futuras investigaciones deberían replicar estos hallazgos en muestras más amplias.

AUTOCONCEITO FÍSICO, GÉNERO E CUIDADO DE SAÚDE EM UNIVERSITÁRIOS MEXICANOS

PALAVRAS CHAVE: Género, autoconceito físico, cuidado da saúde, equações estruturais.

RESUMO: Nesta pesquisa, mediante modelos de equações estruturais, analisa os efeitos diretos e indiretos do gênero e cuidado da saúde sobre o autoconceito físico. A amostra total foi de 938 universitários mexicanos com uma idade promedio de 20.46 anos ($DE=1.83$). O modelo proposto consegue um ajuste satisfatório. São significativas a maioria das relações hipoteseadas. O gênero e hábitos saudáveis são as variáveis com maior poder explicativo sobre a competência motora e atrativo físico. Também sobressai a capacidade mediadora do stress dos hábitos não saudáveis e do autoconceito físico. Outras investigações deberían replicar estes achados em mostras maiores.

Referencias

- Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated.
- Axpe, I., Infante, G. y Goñi, E. (2016). Mejora del autoconcepto físico. Eficacia de una intervención cognitiva breve con alumnado universitaria de Educación Primaria. *Educación XXI*, 19(1), 227-245. doi: 10.5944/educxx1.15585
- Blanco, H. (2010). *Autoeficacia percibida en conductas académicas y cuidado de la salud en alumnos de primer ingreso a la universidad autónoma de chihuahua. Un estudio comparado respecto a los alumnos universitarios de educación física*. España: Universidad de Granada.
- Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., López-Walle, J. y Vicianá, J. (2013). Editor for creating and applying computerise surveys. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 106, 935-940. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.105>
- Blanco, J. R., Blanco, H., Vicianá, J. y Zueck, M. C. (2015). Psychometric properties of the physical self-concept questionnaire with mexican university students. *Psychological Reports*, 116(2), 422-437. doi: 10.2466/03.07.PR0.116k18w2
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York, NY: Routledge.
- Castellanos, E. y Soriano, I. (2010). Sobre la mirada de género en la salud reproductiva y la construcción social de la maternidad. *Cuestiones de Género: de la igualdad y la diferencia*, 5, 89-109.
- Elosua, P. y Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981): Evaluating structural equations models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Fox, K. R. (1997). The physical self and processes in self-esteem development. En K. R. Fox (Ed.), *The physical self. From motivation to well-being*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A. y Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139.
- Goñi, A. (2009). *El autoconcepto físico: Psicología y educación*. Madrid: Pirámide.
- Goñi, A., Ruiz de Azúa, S. y Rodríguez, A. (2006). *Cuestionario de Autoconcepto Físico Manual*. Madrid: EOS.
- Guillen, F. y Ramirez, M. (2011). Relación entre el autoconcepto y la condición física en alumnos de tercer ciclo de primaria. *Revista de Psicología del Deporte*, 20(1), 45-59.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. y Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis*. Boston: Prentice Hall.
- Infante, G., Axpe, I., Revuelta, L. y Ros, I. (2012). Autopercepción física y modalidades de actividades físicas en la edad adulta. *APUNTS. Educación Física y Deportes*, 110, 19-25. doi: 10.5672/apunts.2014-0983.es.(2012/4).110.02
- Isorna, M., Rial, A. y Vaquero-Cristóbal, R. (2014). Motivaciones para la práctica deportiva en escolares federados y no federados. *RETOS Nuevas tendencias en Educación Física*, 25, 80-84.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Muñoz, F., Zueck, M. C., Blanco, J. R., Chávez, A. y Jasso, J. (2014). Body image perception of Mexican youth: A gender comparison. *Education Journal*, 3(5), 261-265. doi: 10.11648/j.edu.20140305.11
- Nunnally, J. C. 6 Bernstein, I. H. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Nuño-Solinis, R., Rodríguez-Pereira, C., Pínera-Elorriaga, K., Zaballa-González, I. y Bikandi-Irazabal, J. (2013). Panorama de las iniciativas de educación para el autocuidado en España. *Gaceta Sanitaria*, 27(4), 332-337. doi: 10.1016/j.gaceta.2013.01.008
- Reigal, R., Videra, A., Martín, I. y Juárez, R. (2013). Importancia del autoconcepto físico y la autoeficacia general en la predicción de la conducta de práctica física. *APUNTS. Educación Física y Deportes*, 112(2), 46-51. doi: 10.5672/apunts.2014- 0983.es.(2013/2).112.03
- Revelle, W. y Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sjtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. doi: 10.1007/s11336-008-9102-z
- Rodríguez, A., González-Fernández, Ó. y Goñi, A. (2013). Sources of perceived sociocultural pressure on physical self-concept. *Psicothema*, 25(2), 192-198. doi: 10.7334/psicothema2012.229
- Rodríguez, M. N. y 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.
- Sánchez-Vera, P. (2010). Ese oscuro objeto del deseo: cuerpo y sexualidad en las sociedades postindustriales. *Cuestiones de Género: de la igualdad y la diferencia*, 5, 19-50.
- Schopp, L. H., Bike, D. H., Clark, M. J. y Minor, M. A. (2015). Act Healthy: promoting health behaviors and self-efficacy in the workplace. *Health Education Research*, 30(4), 542-553. doi: 10.1093/her/cyv024

- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. doi: 10.1007/s11336-008-9101-0
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, D C: American Psychological Association.
- Videra-García, A. y Reigal-Garrido, R. (2013). Autoconcepto físico, percepción de salud y satisfacción vital en una muestra de adolescentes. *Anales de Psicología*, 29(1), 141-147.