



## Elaboración y validación de la escala de autoconcepto en mujeres mexicanas

### Development and Validation of the Self-concept Scale in Mexican Women


Jimena Escoto Rojas<sup>1</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-4583-9446>

Fredi Everardo Correa Romero<sup>3</sup>

 <https://orcid.org/0000-0002-5856-7232>

Christian Enrique Cruz Torres<sup>2</sup>

 <https://orcid.org/0000-0003-4286-4697>

<sup>1,2,3</sup> Departamento de Psicología, Universidad de Guanajuato, León, México

<sup>1</sup> ✉ [j.escoto@ugto.mx](mailto:j.escoto@ugto.mx) <sup>2</sup> ✉ [christian.cruz@ugto.mx](mailto:christian.cruz@ugto.mx) <sup>3</sup> ✉ [fe.correa@ugto.mx](mailto:fe.correa@ugto.mx)

Recibido: 14/09/2024. Aceptado: 13/09/2025.

**Resumen.** *Objetivo.* Mostrar evidencias de validez y confiabilidad de un instrumento de autoconcepto. *Método.* Participaron 425 mujeres mexicanas de entre 18 y 62 años. *Resultados.* Los análisis factorial exploratorio y confirmatorio muestran cinco factores (autoconcepto ético-moral, social, físico, autorrealización y dependencia), agrupando 20 reactivos con índices de confiabilidad  $\omega > .75$  e indicadores adecuados de bondad de ajuste. *Resultados.* La comparación multigrupos muestra que el instrumento es equivalente en su configuración y en los pesos de medición entre mujeres de hasta 30 y más de 30 años. Las correlaciones con instrumentos de ansiedad y autoestima muestran evidencias de validez mediante criterios externos. Se discute la aparición del factor de dependencia en lugar del de autonomía. Se concluye que la escala es breve, válida y confiable. Asimismo, se determina su utilidad dentro de la investigación y práctica clínica.

**Palabras clave.** Autoconcepto, validación psicométrica, mujeres adultas, salud mental.

**Abstract.** *Objective.* The aim of the study was to show evidence of validity and reliability of a self-concept instrument. *Method.* 425 Mexican women between 18 and 62 years old participated. The exploratory and confirmatory factor analysis shows five factors (ethical-moral, social, physical self-concept, self-realization and dependence) grouping 20 items with reliability indices  $\omega > .75$  and adequate indicators of goodness of fit. *Results.* The multigroup comparison shows that the instrument is equivalent in its configuration and measurement weights between women up to 30 and over 30 years old. Correlations with anxiety and self-esteem instruments show evidence of validity through external criteria. The appearance of the dependency factor instead of the autonomy factor is discussed. It is concluded that the scale is brief, valid and reliable. Likewise, its usefulness in research and clinical practice is determined.

**Keywords:** Self-concept, psychometric validation, adult women, mental health.



## Introducción

El autoconcepto se define como una representación mental que la persona tiene de sí misma (Palacios-Garay & Coveñas-Lalupú, 2019). Por su parte, Cazalla-Luna y Molero (2013) lo definen como un constructo, el cual organiza las percepciones, experiencias y atribuciones que la persona realiza de su propia conducta. Este puede dividirse en áreas específicas como el ser físico, social y espiritual de la persona.

Cerviño (2008) sugiere que el autoconcepto se va construyendo gracias a las experiencias que tiene el sujeto en los distintos ámbitos de su vida, como el ámbito escolar, familiar y social. De acuerdo con Haeussler y Milicic (2014), existen tres etapas en la formación del autoconcepto. La primera etapa es la existencial o del sí mismo primitivo; esta transcurre desde el nacimiento a los dos años. En esta etapa el niño va aprendiendo a percibirse a sí mismo como un ser distinto a los demás.

La segunda etapa es la del sí mismo exterior, esta ocurre de los dos a los doce años. En esta etapa existe una gran entrada de información del exterior, ya que la persona menor interactúa con compañeros y maestros. La forma de verse así mismo depende en su mayoría de los que los otros perciban y comuniquen acerca del niño o la niña. La tercera etapa denominada sí mismo interior consiste en la búsqueda del individuo por definirse en términos de autovaloración social.

Según Esnaola et al. (2008), el autoconcepto puede clasificarse en distintas dimensiones. La primera es el autoconcepto físico, esta engloba a su vez varias dimensiones, entre ellas: habilidades físicas, apariencia, condición física, fuerza y salud. Otra dimensión es la del autoconcepto personal, que de acuerdo con Esnaola et al. (2008) es la idea que tiene la persona de sus características mentales. En ese sentido es una dimensión psicológica que complementa a la física, como se puede apreciar en la propuesta de Fitts (1972), donde el autoconcepto personal puede constar de otras cuatro dimensiones.

Primero, la dimensión afectivo-emocional se refiere a cómo considera la persona que es el manejo de sus emociones. Segundo, el autoconcepto ético-moral consiste en que tan honrada se considera la persona. En tercer lugar, el autoconcepto de la autonomía, es la percepción acerca del nivel de toma de decisiones. La cuarta dimensión se refiere a la autorrealización, la cual se vincula con el nivel de logros u objetivos cumplidos. Finalmente, la quinta dimensión corresponde al autoconcepto social; se define como la autopercepción que tiene el sujeto en relación con sus habilidades o competencias sociales.

Por su parte, Shavelson et al. (1976), enumeran siete características fundamentales del autoconcepto: 1) organizado, 2) multifacético, 3) jerárquico, 4) estable, 5) experimental, 6) valorativo y 7) diferenciable. Es organizado porque categoriza de tal forma que las personas ordenan de una forma más simple sus vivencias. Es multifacético, ya que permite usar distintas categorías para cifrar las experiencias dependiendo de si son vivencias individuales o grupales. Es jerárquico, debido a que acomoda las experiencias vividas por el sujeto. Es estable, sin embargo, dicha estabilidad dependerá de situaciones específicas, suscitadas por la interacción social. La característica experimental implica que el autoconcepto cambia con la experiencia. El carácter valorativo del autoconcepto se refiere a las evaluaciones que se pueden realizar comparándose con el "ideal" que se pretende alcanzar. Esta dimensión variará según la persona. Por último, el autoconcepto es diferenciable, es decir, es distinguible de otros constructos con los que está relacionado.

El autoconcepto tiene una importante función en el desarrollo de las competencias sociales que utilizan las personas adultas de forma cotidiana. El autoconcepto influye en la forma como dicha persona se piensa, se valora y se vincula con su sistema familiar de manera inmediata y con el círculo social de forma más amplia. Un autoconcepto negativo afecta la calidad de vida de la persona y se manifiesta a través de un aumento en los niveles de es-

trés, ansiedad, así como de diversas manifestaciones de la violencia (Cazalla-Luna & Molero, 2013). Cuando el autoconcepto se torna negativo puede ser un indicador de depresión o ideación suicida (Chávez-Hernández, et al., 2018).

Para evaluar el autoconcepto, se suelen utilizar instrumentos estandarizados de autoaplicación. Al realizar una revisión literaria de las escalas de autoconcepto comúnmente utilizadas en población mexicana, se encontró que estas son frecuentemente aplicadas en niños y adolescentes. Por ejemplo, el instrumento desarrollado por Piers y Harris (1969), denominado *Children's Self-Concept Scale*, es utilizado para medir las dimensiones del autoconcepto social en niños. Este instrumento consta de 60 frases donde el sujeto responde sí o no sobre algunas afirmaciones respecto a sus actitudes, sentimientos y conocimiento de sus capacidades. El instrumento fue validado en niños mexicanos de entre 7 y 12 años, obteniendo un Alfa de Cronbach global de .91 (López-García et al., 2020).

Otro instrumento frecuentemente utilizado es la Escala de Autoconcepto Académico (Schmidt, Messoulam, & Molina, 2008), el cual evalúa aspectos como la confianza y autoeficacia académica percibida por estudiantes. El instrumento está compuesto por 14 ítems con respuesta tipo Likert que puntúa del 1 al 5. El instrumento cuenta con dos factores, estos miden rendimiento y autoeficacia académica. El instrumento presenta niveles aceptables de confiabilidad, obteniendo un Alfa de Cronbach de .75.

El Cuestionario de Autoconcepto Físico CAF (Goñi et al., 2006) consta de 36 ítems, agrupados en 6 factores: habilidad deportiva, condición física, atractivo físico, imagen física, autoconcepto físico general y autoconcepto general con un alfa de Cronbach global de .93.

El Inventario de Autoconcepto Académico IAA (Barraza, 2009) está constituido por 18 ítems con respuesta tipo Likert. El instrumento cuenta con un Alfa de Cronbach de .87 y puede ser aplicado a alumnos de educación media superior, superior y de posgrado.

Por otro lado, la utilización de escalas multidimensionales es menos frecuente, quizás por su extensión o bien porque su desarrollo se realizó hace varias décadas. En ese sentido, Carranza et al., (2017) mencionan que un instrumento en español que ha sido ampliamente utilizado es la Escala de Autoconcepto AF5, construida por García y Musitu (2001). Aunque la escala AF-5 (García & Musitu, 2001) es de referencia internacional, presenta limitaciones al aplicarse a mujeres mexicanas adultas, pues fue diseñada para población española con un rango etario amplio.

En México, existe el antecedente de la escala multidimensional de autoconcepto validada en estudiantes universitarios de la Ciudad de México por Rosa y Díaz-Loving (1991). Dicha escala evalúa 9 dimensiones y presenta un valor de consistencia interna de .94. A pesar de las contribuciones y utilización de dicha escala, es importante considerar que se desarrolló hace más de tres décadas, donde únicamente tomo en cuenta estudiantes, lo que cuestiona su vigencia.

De manera reciente, Rojo-Ramos et al. (2024) evidenciaron que el autoconcepto de escolares ha sido vulnerado por fenómenos psicosociales como el ciberacoso, lo cual refuerza la necesidad de contar con instrumentos sensibles a contextos específicos. Asimismo, Espinoza-Gutiérrez et al. (2024) analizaron el autoconcepto académico en universitarios mexicanos, mostrando cómo factores contextuales tales como el estilo de enseñanza inciden en su desarrollo.

Luego de la revisión de la literatura y de las escalas, se encuentra una diversidad de propuestas e indicadores que conforman al autoconcepto. Las dimensiones ofrecidas por Esnaola et al., (2008) tienen la ventaja de que integran muchos de los elementos relevantes. Estas dimensiones son la ética moral, física, social, de autonomía y de autorrealización.

Cuando se atiende a la población de los estudios antes citados se observa que las muestras no hacen distinciones por sexo. Al respecto, Williams (2017) analizó los diversos enfoques relacionados con el

autoconcepto y concluye que existe un constructo global que domina la estructura jerárquica de la forma como la persona se concibe a sí misma. Sin embargo, posteriormente se desprenden diferentes dominios en un segundo nivel. Dichos dominios dependen de la etapa de desarrollo de la persona, de sus roles y de su contexto.

Retomando los aspectos de roles y contexto social, [Liranzo y Hernández \(2014\)](#) afirman que el autoconcepto de las mujeres se ve afectado por las exigencias que conlleva su rol dentro de la familia y la sociedad de una forma particular. Esto implica que, estrictamente no se podrían generalizar las situaciones con grupos con roles diferentes como por ejemplo los hombres. [Álvarez y Gómez \(2011\)](#) complementan explicando que las mujeres están expuestas a una sobreexigencia en nuestra sociedad, pues intentan cumplir con una amplia y diversa cantidad de roles asignados como ser madre, pareja, empleada, mujer empoderada, y empática.

Al respecto, el Instituto Nacional de las Mujeres ([Inmujeres, 2018](#)), el 90.2% por ciento de las mujeres mayores a los 30 años cuenta con al menos un hijo. Dicho espectro de roles diversos y altamente exigentes impacta de manera negativa su salud mental, debido a la significativa cantidad de tiempo y energía que se debe invertir para cumplirlos ([Villaseñor, et al., 2017](#)). A pesar de ello, la mayoría de los instrumentos pretenden medir el autoconcepto en las mujeres con los mismos criterios y reactivos que grupos con cargas diferentes y de menor exigencia.

Casos especiales representan los estudios del autoconcepto en mujeres luego de que han pasado por un proceso médico que afecta su cuerpo, como el estudio de [Goudarzi et al. \(2021\)](#). En esta investigación se indagó el autoconcepto físico de una muestra de mujeres que habían sido sometidas a una histerectomía. Otro ejemplo es el estudio de [Lotfollahi, et al. \(2021\)](#), quienes comparan este constructo entre un grupo de mujeres que desean tener hijos, pero no poseen la posibilidad biológica y otro grupo de mujeres que sí pueden tenerlos. También, se suelen estudiar los cambios en el

constructo a partir de un tratamiento terapéutico, aunque nuevamente enfocado en aspectos físicos, como es el tema de la obesidad ([Keyvani & Bolghan-Abadi, 2021](#)).

Como se observa, pese a que las escalas presentan buenos índices de confiabilidad, ninguna fue diseñada específicamente para mujeres, además de que suelen concentrarse en una característica del autoconcepto, por ejemplo, el físico ([Goñi et al., 2006](#)). Por ende, dejan de lado la multidimensionalidad del constructo. Las escalas multidimensionales disponibles han sido validadas en otro país ([García & Musitu, 2001](#)), para rangos de edad muy diversos ([Piers & Harris, 1969](#); [Barraza, 2009](#)) o bien con estudiantes universitarios de la Ciudad de México ([La Rosa & Díaz-Loving, 1991](#)). Todo ello implica la posibilidad de dejar de lado características específicas de las mujeres en sus diferentes etapas de vida. Esta caracterización obedece a los roles sociales que deben cumplir, asumidos desde una visión estereotipada. ([Correa et al., 2013](#)).

Por lo tanto, el objetivo de esta investigación es presentar las propiedades psicométricas de la Escala de Autoconcepto en Mujeres creada específicamente para dicha población con base en lo planteado por [Fitts \(1972\)](#) y [Esnaola et al. \(2008\)](#). Su plan de prueba pretende medir cinco dimensiones: a) la ética moral; b) física; c) autonomía; d) autorrealización, y e) social.

Como hipótesis, se espera un modelo de cinco factores, altos en confiabilidad, congruentes con el modelo propuesto por [Fitts \(1972\)](#) y [Esnaola et al. \(2008\)](#). Para obtener evidencias de validez mediante relaciones con criterios externos, se medirán ansiedad ([Beck et al. 1988](#)) y autoestima ([Rosenberg, 1965](#)). De estos se esperan relaciones negativas entre los factores de autoconcepto y ansiedad, como se observó en el estudio de [Guerrero-Barona et al. \(2019\)](#), y relaciones positivas con el factor de autoestima positiva y negativas con el de autoestima negativa, como lo halló ([Abdelrahman, 2018](#)). Si bien existen escalas validadas en población hispanohablante, la mayoría de estas no fue diseñada

considerando roles de género ni contextos socio-culturales específicos. Por lo tanto, el presente estudio aborda este vacío al proponer un instrumento creado específicamente para mujeres mexicanas, cuya experiencia de autoconcepto está influida por múltiples roles sociales y familiares.

## Método

Al tener como objetivo la construcción y validación de un instrumento psicométrico, el diseño de este estudio es instrumental, cuantitativo, y transversal, analizando una muestra por conveniencia, no representativa

## Participantes

Respondieron el instrumento 425 mujeres con edades comprendidas entre los 18 y los 62 años, con un promedio de 33.03 ( $DT=9.19$ ), residentes del estado de Guanajuato, México. El 63.8% de ellas contaban con estudios de licenciatura, el 18.8% de posgrado, 14.6% de bachillerato y 2.8% de secundaria. En cuanto a su estado civil, el 42.2% eran solteras, 37.2% casadas, 7.8% divorciadas, 6.6% viudas, y 6.2% se encontraban en una relación de unión libre. En la primera página del cuestionario se incluía un formato de consentimiento donde se informaba que la participación sería totalmente voluntaria, sus datos serían confidenciales, el objetivo del estudio, el uso científico que se daría a los datos y el nombre de la persona responsable del resguardo de sus datos, atendiendo a los lineamientos éticos del Código Ético del Psicólogo (2007) y de la Ley Federal de protección de datos personales en posesión de los particulares (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2017). El procedimiento obtuvo la aprobación del Comité Institucional de Bioética en la Investigación de la Universidad de Guanajuato con el folio P45-2021.

## Instrumentos

Después del proceso de validación mediante jueces expertos, se contó con un pool de 27 re-

activos, presentados en un formato de respuesta tipo Likert que iba del 1 (totalmente en desacuerdo) al 5 (totalmente de acuerdo). Adicionalmente, se preguntaron datos sociodemográficos como edad, ocupación, grado académico, estado civil, número de hijos y lugar de residencia. Para contar con criterios externos de validez, se aplicó la Escala de Autoestima de Rosenberg (Rosenberg, 1965), compuesta por 10 reactivos, dividida en dos dimensiones: autoestima positiva y autoestima negativa, presentados en un formato de respuesta tipo Likert con opciones que iban del 1 (Muy en desacuerdo) al 4 (Muy de acuerdo). También, se aplicó el Inventario de Ansiedad de Beck (Beck et al., 1988) compuesto de 21 reactivos que interrogan la frecuencia de padecimiento de síntomas de ansiedad. Este se dividió en dos dimensiones, una evalúa los síntomas somáticos, mientras la otra se encarga de los síntomas subjetivos de la ansiedad. Esto se presentó en un formato tipo Likert con opciones de respuesta que iban de 1 (Nada) a 4 (Poco).

## Procedimiento

Para el diseño de la escala de autoconcepto en mujeres se creó un plan de prueba con base en las dimensiones propuestas por Esnaola et al., (2008). Estas fueron la dimensión física, personal, ética-moral y de autorrealización. Todos los reactivos fueron validados en su contenido por tres jueces expertos, quienes sugirieron algunas modificaciones, agregando un reactivo y cambiando la redacción de otros tres. En total, se originaron al pool de 27 reactivos para su análisis psicométrico. El instrumento se aplicó en línea mediante un formulario de Google Forms. Quienes participaron, después de aceptar el consentimiento informado eran conducidas a la sección de datos sociodemográficos y a las instrucciones para responder los instrumentos.

Considerando las limitaciones presupuestales del proyecto y las restricciones sanitarias por COVID-19 vigentes durante la etapa de recolección de datos del proyecto, fue necesario utilizar una estrategia de muestreo por conveniencia, por lo que la muestra

no se considera representativa a la población. Las participantes fueron contactadas a través de las redes sociales Facebook, Instagram y Whatsapp.

La primera página del cuestionario presentaba la hoja de información, allí se explicaron los objetivos del estudio, la información que se solicitaría, la participación voluntaria y que los datos proporcionados serían confidenciales, quedando al resguardo de la investigadora responsable del proyecto. Se proporcionaron los datos de contacto de la persona investigadora y los del Comité de Ética de la Universidad por si surgían duda o irregularidades. El tiempo promedio de respuesta fue de diez minutos. Se obtuvieron 434 respuestas en el transcurso de quince días y se descartaron 9 casos por no estar dentro de los criterios de inclusión, dejando el tamaño de muestra en 425 casos.

### Estrategia de análisis

Para el diseño y análisis del instrumento se siguió en general el procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante propuesto por Reyes-Lagunes y García y Barragán (2008), sustituyendo el procedimiento de discriminación de reactivos por el análisis de Medida de Adecuación Muestral (MSA, Lorenzo & Ferrando, 2021) y las especificaciones del análisis factorial exploratorio como se detallan a continuación. La base total fue dividida en dos mediante el método Solomon, que permite obtener dos muestras equivalentes para realizar análisis factoriales, obteniendo un índice de comunalidad  $S=.99$ . Este al ser cercano a uno indica la equivalencia entre ambas muestras (Lorenzo-Seva, 2022).

Cada una de las bases utilizadas contó con 210 casos, de las cuales se utilizó una para el análisis factorial exploratorio y otra para el análisis factorial confirmatorio. El análisis factorial exploratorio se realizó en el programa Factor (Ferrando & Seva, 2017). Atendiendo a la naturaleza ordinal de los reactivos y a que algunos de ellos presentaban valores de curtosis o sesgo  $>1$  se analizó la matriz de correlaciones policóricas (Ferrando et al, 2022). Se descartaron también tres casos con valores atípi-

cos con desviaciones estándar  $>3$  y dos casos con muchos valores perdidos. Se verificó que todos los reactivos midieran la misma dimensión mediante el índice MSA, eliminando los reactivos que presentaran valores  $<.5$  (Lorenzo & Ferrando, 2021).

Luego, se verificó que era posible la factorización de la matriz de correlaciones mediante el indicador Kaiser Meyer Olkin (KMO) con valores  $\geq .7$  y valores de  $p <.05$  en la prueba de Bartlett. Los factores se extrajeron mediante el método robusto de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente. Se interpretó la matriz rotada mediante el método normalizado Promax, descartando reactivos que presentaran cargas inferiores a  $.4$  en todos los factores o superiores a  $.4$  en más de un factor. Se decidió conservar los factores que retuvieran por lo menos tres indicadores con cargas  $\geq .4$ , valores de consistencia interna  $\geq .7$ , y que fueran congruentes en su contenido conceptual con el modelo teórico. .

La bondad de ajuste se valoró como aceptable al obtener valores de RMSEA (Raíz cuadrada media del error de aproximación)  $\leq .08$ , CFI (Índice de ajuste comparativo)  $\geq .95$ , GFI (índice de bondad de ajuste)  $\geq .90$ , TLI (Índice de Tucker Lewis)  $>.90$ . El análisis factorial confirmatorio se realizó en el programa JASP (2025), estimando las discrepancias mediante el método de mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustados. La bondad de ajuste se consideró adecuada al obtener valores de RMSEA  $\leq .08$ , CFI  $\geq .95$ , GFI  $\geq .90$  y SRMR (Raíz cuadrada media estandarizada de residuos)  $\leq .08$  (Brown, 2015).

Se estimó si el tamaño de la muestra fue adecuado para el análisis al obtener valores de  $N$  crítica de Hoelter (CN) superiores a 200. Atendiendo a revisiones recientes que desaconsejan el uso de alfa de Cronbach (Cho & Kim, 2015), la confiabilidad para cada factor fue estimada mediante la fórmula omega de McDonald (Zinbarg, Revelle, Yovel & Li, 2005). Esta considera el nivel de medición categórico ordinal de los reactivos. Se espera una estructura multidimensional, pero no se garantiza que todos los reactivos tendrán cargas equivalentes en

sus respectivos factores (Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016; Dunn, Baguley & Brunnsden, 2014). Para poner a prueba la equivalencia del instrumento entre mujeres de hasta 30 y más de 30 años se realizó un análisis multigrupo con el programa JASP (2025), tomando como valores aceptables al comparar los modelos de equivalencia configural, métrica y estricta incrementos en  $\chi^2$  que no fueran estadísticamente significativos, decrementos menores a .01 en el índice CFI, e incrementos máximos de .015 en el índice RMSEA (Chen, 2007).

## Resultados

Se obtuvieron valores de MSA entre .75 y .96, por lo que se puede asumir que todos los reactivos miden el mismo constructo. La prueba Kaiser-Meyer-Olkin obtuvo un valor =.92, y la prueba de esfericidad de Bartlett mostró valores estadísticamente significativos ( $\chi^2 = 2319.9$ ,  $gl=190$ ,  $p < .001$ ), indicando que el tamaño de la muestra y la varianza compartida entre los elementos hacen viable la extracción de factores. El análisis muestra una solución de cinco factores que explican en conjunto el 78% de la varianza, obteniendo valores óptimos de bondad de ajuste en todos sus indicadores ( $\chi^2 = 28.97$ ,  $gl=100$ ,  $p = .99$ ;  $RMSEA < .001$  IC 95% [ $< .001$ , .06],  $CFI = .99$ ,  $GFI = .97$ ,  $TLI = 1.0$ ).

Como se observa en la [Tabla 1](#), el primer factor corresponde a la dimensión de dependencia, en sentido contrario con el factor de autonomía originalmente propuesto por Fitts (1972) y Esnaola et al. (2008). Dos de los tres refieren a la necesidad de agentes externos que aprueban y toman decisiones por la persona. El segundo factor fue nombrado ético-moral e integra cuatro reactivos que presentan una percepción positiva de honestidad, responsabilidad y confiabilidad, más un quinto reactivo que menciona una tendencia a mentir frecuentemente y fue recodificado a la inversa para preservar el mismo sentido del resto de los reactivos.

El tercer factor, autorrealización, integra reactivos que hablan de la capacidad para lograr objetivos y la satisfacción con lo logrado en la vida. El cuarto factor corresponde a la dimensión social, integrando ideas de una persona que disfruta y se integra fácilmente en sus relaciones sociales. Finalmente, el quinto factor corresponde al autoconcepto físico, integrando reactivos que presentan percepciones positivas de la salud, la aceptación del propio cuerpo y actividades de autocuidado.

Esta estructura factorial fue verificada mediante un análisis factorial confirmatorio, cuyos resultados se muestran en [Tabla 2](#). Todas las cargas de las variables observadas sobre sus respectivas variables latentes obtuvieron valores estandarizados de  $z$  entre 18.07 y 64.72, con valores de  $p < .001$  para todos los casos. Las covarianzas del factor dependencia son negativas con el resto de los factores, mientras que todos los demás factores tienen covarianzas positivas entre sí. Estas relaciones son estadísticamente significativas con valores estandarizados de  $z$  entre -13.71 y 50.43, con valores de  $p < .001$  en todos los casos.

El indicador  $\chi^2 = 301.19$ ,  $gl=160$ ,  $p < .001$ , muestra que las discrepancias entre las relaciones en el modelo y las observadas en la matriz de datos son estadísticamente significativas. Sin embargo, el resto de los indicadores de bondad de ajuste se encuentran dentro de valores óptimos. Con un valor  $SRMR = .05$ , se puede asumir un nivel tolerable de varianza residual una vez que se ha extraído la varianza de las variables observadas para configurar las variables latentes. Con un valor  $GFI = .99$ , se concluye que la varianza explicada por el modelo en su conjunto es adecuada.

El indicador  $CFI = .98$  indica que el ajuste del modelo es significativamente mejor que el ajuste de un modelo de relaciones nulas. El indicador  $RMSEA = .06$ , IC 90% [.05, .07] indica que podríamos esperar un ajuste similar para este modelo al replicarse el análisis en otras muestras de la misma población. La  $N$  crítica de Hoelter obtiene valores

**Tabla 1.** Cargas factoriales de la matriz rotada, estadísticos descriptivos y confiabilidad del análisis factorial exploratorio del instrumento de autoconcepto

	Dependencia	Ético Moral	Autorrealización	Social	Físico
Varianza explicada	52.64%	8.93%	6.74%	5.33%	4.84%
Promedio/DT	2.51/1.03	4.23/1.14	3.87/1.02	3.69/1.06	3.48/0.9
Omega de McDonald	.75	.95	.91	.80	.76
24. Necesito la aprobación de alguien más para sentirme tranquila	.81	.01	.00	.08	-.06
26. Puedo tomar decisiones fácilmente	.58	-.09	-.07	-.07	-.03
25. Prefiero que alguien más elija por mí	.55	-.20	-.11	-.06	.04
1. Considero que soy una persona confiable	-.07	.95	-.07	.13	-.03
9. Considero que miento frecuentemente	-.19	.92	-.14	-.10	.00
7. Considero que soy una persona honesta	-.01	.86	.11	.01	-.02
12. Me gusta hacer las cosas correctamente	.15	.82	.23	-.01	-.03
11. Considero que soy una persona responsable	.08	.57	.46	-.07	.06
3. Al mirar hacia atrás, estoy orgullosa de lo que he logrado hasta ahora	.01	.04	.93	-.01	-.05
5. Soy una persona determinada	-.13	-.08	.85	.07	.04
6. Cuando me propongo algo, lo logro	.04	.06	.84	-.04	.04
1. Me siento satisfecha con mi vida	-.06	-.09	.74	.07	.07
4. Me gusta mi trabajo	-.04	.11	.68	-.01	-.06
17. Me es sencillo hacer nuevos amigos	-.06	-.14	-.05	.82	.01
13. Considero que soy una persona a la que le gusta relacionarse con los demás	.01	.06	.15	.75	-.03

*Continúa*

18. Disfruto trabajar en equipo	.10	.10	.04	.73	-.04
2. Considero que mi salud es favorable	.06	.14	.09	-.14	.77
22. Me siento a gusto con mi físico	-.16	-.21	-.03	.00	.73
23. Me gusta dedicar tiempo a mi cuidado personal	.05	.11	.06	.13	.64
21. Disfruto realizar actividades deportivas	.00	.12	-.14	.33	.40

*Nota.* Los puntajes de los reactivos 9 y 26 tenían una redacción negativa, por lo que fueron invertidos para preservar el mismo sentido que el resto de los reactivos. Se observan índices de bondad de ajuste en niveles óptimos ( $\chi^2 = 28.97$ ,  $gl=100$ ,  $p=.99$ ;  $RMSEA < .001$  IC 95% [ $<.001$ ,  $.06$ ],  $CFI=.99$ ,  $GFI=.97$ ,  $TLI=1.0$ ). Se utilizó el método de rotación normalizado PROMAX.

superiores a 200 ( $CN_{\alpha=.05} = 220.25$ ), indicando que el tamaño de muestra es adecuado para estimar y aceptar los indicadores de bondad de ajuste del modelo. En conjunto, estos indicadores señalan una buena bondad de ajuste del modelo (Kline, 2016).

Ya confirmada la estructura factorial, se buscó verificar su equivalencia entre las mujeres que tuvieran máximo 30 años y las que tuvieran 31 o más mediante un análisis de invarianza. Las cargas factoriales mostraron valores  $z$  entre 7.65 y 26.84 para las mujeres de máximo 30 años, y entre 7.16 y 27.67 para las mujeres de más de 30 años, en todos los casos con valores de  $p < .001$ . Estos resultados permiten concluir que la medición de autoconcepto está compuesta por los mismos reactivos para ambas muestras, por lo que se cumple con la equivalencia configural del instrumento.

Assumiendo la equivalencia configural, se compararon los cambios en los indicadores de bondad de ajuste para el modelo con diferentes restricciones de igualdad considerando los criterios de interpretación de Chen (2007). Como se observa en la Tabla 3, al incorporar restricciones en los pesos de medición se observan incrementos no significativos en el índice  $\chi^2$ , decrementos menores a .01 en CFI e incrementos inferiores a .015 en RMSEA, por lo que se puede asumir que los pesos de medición

son equivalentes, cumpliéndose con la equivalencia métrica para el instrumento en ambos grupos.

Al imponerse restricciones de igualdad en los interceptos, se observó un incremento estadísticamente significativo en el indicador  $\chi^2$ , decrementos mayores a .01 en CFI e incrementos mayores a .015 en RMSEA, por lo que no se puede asumir que los interceptos sean equivalentes entre ambos grupos de mujeres. Los datos normativos de los factores del instrumento para las mujeres de 18 a 30 y 30 y más años pueden consultarse en el anexo.1.

Para evaluar la validez del instrumento mediante sus relaciones con criterios externos, se utilizaron correlaciones Spearman entre los factores ya identificados de autoconcepto con los factores de la Escala de Autoestima de Rosenberg (Rosenberg, 1965) y del Inventario de Ansiedad de Beck (Beck et al., 1988). Como se observa en la Tabla 4, las correlaciones del factor autorrealización son estadísticamente significativas y negativas con los síntomas de ansiedad somática, ansiedad subjetiva y autoestima negativa, pero positivas con el factor de autoestima positiva, relaciones teóricamente congruentes, dado que se esperaría que quien considera que ha tenido logros satisfactorios y significativos en su vida reporte también más autoestima y menos ansiedad.

**Tabla 2.** Cargas factoriales con intervalos de confianza, residuales, varianzas, covarianzas correlaciones y Omega de McDonald en el análisis factorial confirmatorio de la Escala de Autoconcepto en Mujeres

Reactivo	Social	Ético-Moral	Dependencia	Físico	Realización	Residual
	Carga factorial [IC 95%]					
13	.95 [.87, .99]					.08
17	.66 [.56, .76]					.56
18	.63 [.52, .75]					.59
7		.95 [.92, .98]				.09
10		.99 [.97, .99]				.01
11		.90 [.86, .95]				.18
12		.91 [.86, .97]				.16
9		.69 [.61, .78]				.51
24			.78 [.70, .86]			.39
25			.81 [.72, .90]			.34
26			.81 [.72, .90]			.34
20				.78 [.70, .87]		.38
21				.59 [.49, .70]		.64
22				.69 [.59, .79]		.52
23				.77 [.70, .85]		.39
1					.83 [.78, .88]	.30
3					.87 [.83, .91]	.24
4					.80 [.73, .87]	.35
5					.93 [.90, .95]	.13
6					.90 [.86, .94]	.18
Varianzas de factor, (Covarianzas) y [Correlaciones]						Omega de McDonald
Social	.91	(-.57)	(-.61)	(-.63)	(-.68)	.75
Moral	[.52]	.91	(-.57)	(-.57)	(-.80)	.92
Dependencia	[-.46]	[-.38]	.61	(-.56)	(-.68)	.82
Físico	[.47]	[.43]	[-.35]	.62	(-0.77)	.77
Realización	[.54]	[.63]	[-.45]	[.51]	.70	.94

*Nota.* Los puntajes de los reactivos 9 y 26 tenían una redacción negativa, por lo que fueron invertidos para preservar el mismo sentido que el resto de los reactivos. Se muestran valores estandarizados de las cargas factoriales y los residuales. Todas las cargas factoriales, covarianzas y correlaciones fueron estadísticamente significativas con valores de  $p < .001$ . Se observaron índices adecuados de bondad de ajuste (SRMR=.05, GFI=.99, CFI=.98, RMSEA=.06, IC 90% [.05, .07], CN( $\alpha=.05$ ) =220.25) con excepción del índice  $\chi^2$  ( $\chi^2 =301.19$ , gl=160,  $p < .001$ ). Se muestran valores estandarizados.

**Tabla 3.** Análisis de invarianza: Escala de Autoconcepto en Mujeres

Restricciones de igualdad	$\Delta \chi^2$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$
En los pesos de medición	$\chi^2 = 12.95, gl=11, p=.35$	-.001	.002
En los interceptos	$\chi^2 = 1532.18, gl=190, p<.001$	-.203	.065

**Tabla 4.** Correlaciones entre factores de autoconcepto con ansiedad, autoestima y estrés parental

	Autoestima positiva	Autoestima negativa	Ansiedad síntomas somáticos	Ansiedad síntomas subjetivos
Autoconcepto social	.16 (-.01, .33)	-.10 (-.27, .07)	-.24** (-.40, -.06)	-.12 (-.29, .06)
Autoconcepto moral	.30** (.12, .45)	-.14 (-.30, .04)	-.28** (-.44, -.11)	-.29** (-.44, -.12)
Autoconcepto dependencia	-.48** (-.61, -.33)	.38** (.22, .52)	.18* (.003, .34)	.36** (.19, .50)
Autoconcepto físico	.51** (.37, .63)	-.28** (-.44, -.11)	-0.14 (-.31, .03)	-.31** (-.46, -.13)
Autoconcepto autorrealización	.64** (.52, .73)	-.43** (-.56, -.27)	-.28** (-.44, -.11)	-.29** (-.44, -.11)

\* Correlación significativa .05 bilateral

\*\*Correlación significativa .01 bilateral.

El autoconcepto físico, que habla del autocuidado y de contar con un buen estado de salud, presenta un patrón similar, con correlaciones negativas con los síntomas de ansiedad somática y subjetiva y la autoestima negativa, pero positivas con la autoestima positiva. Por el contrario, el factor dependencia se asocia con mayores puntajes en los factores de ansiedad somática y subjetiva y la autoestima negativa, pero negativamente con el factor de autoestima positiva. El factor de autoconcepto moral se asocia con puntajes más bajos en la ansiedad somática y subjetiva y con puntajes más altos de autoestima positiva. Finalmente, el factor de autoconcepto social se asocia significativamente con puntajes más bajos en el factor de síntomas somáticos de la ansiedad.

## Discusión

El objetivo de la presente investigación fue presentar las propiedades psicométricas de una escala diseñada para medir el autoconcepto en mujeres, debido a la ausencia de este tipo de instrumentos para dicha población. En la revisión de la literatura, se encontraron principalmente escalas unidimensionales que miden un elemento específico del autoconcepto, por ejemplo, la Escala de Autoconcepto Académico (Schmidt, Messoulam & Molina, 2008). Esta escala buscaba medir varios componentes, como en el caso de la escala de la Escala de Autoconcepto AF5 de García y Musitu (2001), pero enfocado a una muestra específica: mujeres mayores de edad.

Otro de los aspectos importantes por considerar dentro del presente estudio, es que este se centra

en una tradición que ha considerado el autoconcepto como multidimensional (Fitts, 1972; Shavelson et al. 1976). Asimismo, se observa que, en investigaciones recientes llevadas a cabo en contextos educativos y clínicos. Se confirma que un autoconcepto bajo se asocia con problemas emocionales tales como ansiedad y depresión (Rojo-Ramos et al., 2024; Ertema et al., 2025). Estos hallazgos refuerzan la importancia de considerar los distintos matices de este constructo en su análisis.

Los resultados muestran una escala confiable en todos sus factores, congruentes tanto su contenido como en los cinco factores esperados de acuerdo con la teoría (Fitts, 1972; Esnaola et al., 2008) y en las relaciones entre sus componentes, como se observó en las covarianzas del análisis factorial confirmatorio y con índices de bondad de ajuste en un nivel óptimo. Sobre este último punto, puede señalarse que, a diferencia de otros instrumentos que incluyen en sus muestras hombres y mujeres, la muestra aquí analizada fue solo de mujeres; aunque esto es una consecuencia lógica del objetivo del estudio. Sí debe hacerse notar que eso implica haber analizado una muestra más homogénea, lo que podría haber favorecido índices de bondad de ajustes especialmente cercanos a lo ideal.

Tal como se ha observado en estudios previos sobre autoconcepto y ansiedad, las relaciones de los factores de autoconcepto con los de ansiedad y autoestima constituyen también un elemento de validez del instrumento al mostrar relaciones negativas entre la ansiedad y los factores positivos del autoconcepto y positivas entre la ansiedad y el factor de dependencia (Guerrero-Barona, et al., 2019). También, las relaciones los factores de autoestima y los de autoconcepto son conceptualmente congruentes y coinciden con lo encontrado en estudios previos (Abdelrahman, 2018), dando cuenta de la validez mediante criterios externos del instrumento. El análisis de invarianza muestra que los reactivos del instrumento y su estructura de cinco factores es válida y puede aplicarse en mujeres de máximo 30 y más de 30 años. Esto es relevante considerando

cambios en roles como la maternidad que implica este umbral de edad para la mayoría de las mexicanas (Inmujeres, 2018).

Las dimensiones de autoconcepto identificadas en la muestra pueden interpretarse como expresiones específicas del *self*. El autoconcepto físico refleja la percepción corporal y salud; el social la integración interpersonal; el ético-moral, la autoevaluación en términos de valores; la autorrealización, la percepción de logros vitales; y la dependencia como el grado de autonomía frente a otros. En conjunto, estos elementos constituyen facetas diferenciales del *self*, dan cuenta de su carácter jerárquico (Marsh et al., 2006).

Williams (2017) menciona que los indicadores del autoconcepto dependen del rol social de los participantes. En este sentido, debe llamar la atención que los reactivos originalmente diseñados para medir autonomía quedaran fuera, dando lugar únicamente a un factor inesperado, pero muy consistente en su contenido y con buena confiabilidad, de dependencia. Este fue el factor con el promedio más bajo, indicando que, para las mujeres en esta muestra, la dependencia es el factor que menos las define. Sin embargo, sigue contando con puntajes que casi alcanzan el punto medio, indicando que no es una característica del todo ausente en ellas.

Esto contrasta con los puntajes especialmente altos en factores valorativamente positivos como moral y autorrealización, donde se observan puntajes muy cercanos al máximo de la escala. Estos se asocian con menos ansiedad y mayor autoestima en esta misma muestra. Este patrón, de alta valoración moral y de autorrealización, pero puntajes cercanos al punto medio en dependencia, pueden derivar de una reacción de alerta y defensa ante los rasgos de dependencia. Estas características de necesidad de aprobación y delegación en otros de las decisiones propias han sido tradicionalmente concebidas como parte del estereotipo femenino. Incluso, han sido valoradas desde esta visión estereotipada para favorecer el dominio masculino y la respectiva subordinación femenina (Shnabel, et al., 2016). Así, se con-

sidera que la identificación de la dependencia como un componente del autoconcepto de las mujeres, valorado negativamente y al cual hay que prestar atención, es en sí misma un hallazgo teórico. Y así, puede ahora medirse de manera válida y confiable junto con los otros componentes del autoconcepto.

Esto abre además nuevas vetas de investigación sobre las respuestas de reactancia de las mujeres ante un estereotipo tradicional, que les encasilla en roles de subordinación y ha permitido legitimar socialmente condiciones discriminatorias como la doble jornada (Vázquez, Cárcamo & Hernández, 2012). Además, se puede determinar que a partir del modelo teórico de Marsh et al. (2018), el factor de dependencia podría interpretarse como una dimensión que emerge culturalmente, y que está modulada y vinculada con el contexto de género en mujeres mexicanas.

Como limitaciones de este estudio debe reconocerse que, dadas las restricciones de la contingencia sanitaria por COVID-19 vigentes al momento de la recolección de datos, el muestreo fue por conveniencia, por lo que no representa a su población, y la aplicación de las encuestas fue de forma virtual. Esto limitó la recolección a un grupo específico de la población que contaba con un dispositivo electrónico como celular, tableta o computadora, acceso a internet y redes sociales, y que además estuvieran dentro del alcance de las redes y contactos del equipo de investigación, condicionando tanto la diversidad como la cantidad de casos de la muestra.

También sobre el tamaño de la muestra, recientemente se han hecho accesibles procedimientos como SENECA (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2024). Estos permiten analizar una pequeña muestra para estimar el tamaño óptimo que la muestra final debe tener para realizar un análisis factorial. Desafortunadamente, esta herramienta informática estuvo disponible después de que la primera propuesta del presente artículo fue enviada para su revisión. Aunque se obtuvieron valores adecuados en índices tradicionales para estimar si el tamaño de

la muestra es adecuado para los análisis, como el índice KMO y la N crítica de Hoelter, se reconoce como una limitación el no haber estimado el tamaño necesario de la muestra como parte del diseño de la investigación. Será necesario entonces continuar probando este instrumento en otras investigaciones, con nuevos criterios de validez externa y muestras diferentes más adelante, a fin de ir recopilando evidencias de su validez y confiabilidad.

Aunque los resultados respaldan la utilidad del instrumento en mujeres mexicanas, su validación exclusiva en población femenina limita su generalización, futuras investigaciones deberán evaluar la invarianza por sexo para ampliar su aplicabilidad.

Adicionalmente, a partir de estudios realizados por Alcaide et al. (2025) y Ertema et al. (2025) donde se ahonda en como los estilos de crianza tendrán un impacto en los síntomas de ansiedad y depresión que a su vez afectan el desarrollo del autoconcepto, se puede reconocer a la familia como pieza fundamental en el desarrollo de este. Aunque el presente estudio no abordó directamente el tema de la influencia familiar, se reconoce la relevancia de explorarla en futuras investigaciones.

La escala de autoconcepto en mujeres mostró evidencias de validez de constructo, al identificar cinco factores teóricamente congruentes con los modelos analizados (Fitts, 1972; Esnaola et al., 2008), tanto en el análisis factorial exploratorio como en el confirmatorio. Todos los factores mostraron además índices de confiabilidad  $>.75$ . Sus relaciones con las mediciones de ansiedad y autoestima son también congruentes con lo teóricamente esperado, contando como evidencias de validez mediante criterios externos del instrumento. La aparición del factor dependencia en lugar del de autonomía resulta teóricamente interesante y abre la posibilidad de nuevas vetas de investigación por abordar. Es necesario seguir explorando el comportamiento psicométrico de este instrumento en otras muestras a fin de ampliar las evidencias de su validez.

## Referencias

- Abdelrahman, S. (2018). Relationship among public nursing image, self-image, and self-esteem of nurses. *Journal of Nursing and Health Science*, 7(1), 10-16. <https://doi.org/10.9790/1959-0701091016>
- Alcaide, M., Garcia, O. F., Gomez-Ortiz, O., & Garcia, F. (2025). Raising to conformity without strictness: is it achievable? *Frontiers in psychology*, 16. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1568132>
- Álvarez A., & Gómez, I. (2011). Conflicto trabajo-familia, en mujeres profesionales que trabajan en la modalidad de empleo. *Pensamiento Psicológico*, 9(16),89-106. <https://www.redalyc.org/pdf/801/80118612006.pdf>
- Barraza, A. (2009). Autoconcepto académico y variables moduladoras. Un primer estudio en alumnos de maestrías. *Investigación Educativa Duranguense*, 5(11), 39-51. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3018651>
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56(6), 893-897. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.6.893>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford publications.
- Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión. (2017). *Ley Federal de Protección de Datos Personales en Posesión de los Particulares*. 2017, 1-16. <https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/LFPDPPP.pdf>
- Carranza, E., Renza, F., & Bermúdes-Jaimes, M. (2017). Análisis psicométrico de la escala de autoconcepto AF 5 de García y Musitu en estudiantes universitarios de Tarapoto (Perú). *Interdisciplinaria*, 34(2), 459 - 472. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6267183>
- Cazalla-Luna, N., & Molero, D. (2013). Revisión teórica sobre el autoconcepto y su importancia en la adolescencia. *Revista Electrónica de Investigación y Docencia (REID)*, (10), 43-64. <https://revistaselectronicas.ujaen.es/index.php/reid/article/view/991/818>
- Cerviño, C. (2008). *Autoestima y desarrollo personal. Influencia en el rendimiento escolar*. Módulo del Programa de Doctorado 700H Psicología de la Educación y Desarrollo Humano de la Universitat de València.
- Chávez-Hernández, A., M., Correa-Romero, F., E., Acosta-Rojas, I., B., Cardoso-Espindola, K., V., Padilla-Gallegos, G., M., & Valadez-Figueroa, I. (2018). Suicidal Ideation, Depressive Symptomatology, and Self-Concept: A Comparison Between Mexican Institutionalized and Noninstitutionalized Children. *Suicide Life Threat Behavior*, 48 (2), 193-198. <https://doi.org/10.1111/sltb.12340>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cho, E., & Kim, S. (2015). Cronbach's coefficient alpha: Well known but poorly understood. *Organizational research methods*, 18(2), 207-230. <https://doi.org/10.1177/1094428114555994>
- Correa, F. E., García, L. F., & Saldívar, A. (2013). Estereotipo de paternidad e identidad de género en adolescentes de la Ciudad de México. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 6(1), 41-50. <https://reviberopsicologia.iber.edu.co/article/view/rip.6105>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British journal of psychology*, 105(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Eснаоla, I., Goñi, A., & Madariaga, J.M. (2008). El Autoconcepto. Perspectivas de Investigación. *Revista de Psicodidáctica*, 13 (1), 179-194. <https://www.redalyc.org/pdf/175/17513105.pdf>
- Espinoza-Gutiérrez, R., Baños, R., Calleja-Núñez, J. J., & Granero-Gallegos, A. (2024). Effect of teaching style on academic self-concept in Mexican university students of physical education: Multiple mediation of basic psychological needs and motivation. *Espiral. Cuadernos del Profesorado*, 17(36), 46-61. <https://doi.org/10.25115/ecp.v17i36.10087>

- Ertema, M., Sanchez-Sosa, J. C., Garcia, O. F., Villarreal-Gonzalez, M. E., & Garcia, F. (2025). The Dark Side of the Self: When Family is Highly Related to Mental Health Deterioration. *The Spanish Journal of Psychology*, 28, e4. <https://doi.org/10.1017/SJP.2025.3>
- Ferrando, P. J., & Seva, U. L. (2017). 10 años del programa FACTOR: una revisión crítica de sus orígenes, desarrollo y líneas futuras. *Psicothema*, 29(2), 236-240. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., & Muñiz, J. (2022). Decálogo para el Análisis Factorial de los Ítems de un Test. *Psicothema*, 34(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Fitts, W. (1972). *Manual Tennessee Self Concept Scale*. Counselors Recordings & Tests.
- García, F., & Musitu, G. (2001). AF5, *Autoconcepto Forma 5* (2. Ed., vol. 265). Editorial TEA. [https://www.referentibus.com/L/Garcia\\_Musitu\\_2001.pdf](https://www.referentibus.com/L/Garcia_Musitu_2001.pdf)
- Goñi, A., Ruiz de Azúa, S., & Rodríguez, A. (2006). *Cuestionario del Autoconcepto Físico*. Manual. EOS.
- Goudarzi, F., Khadivzadeh, T., Ebadi, A., & Babazadeh, R. (2021). Iranian Women's Self-concept after Hysterectomy: A Qualitative Study. *Iranian Journal of Nursing & Midwifery Research*, 26(3), 230-237. [https://doi.org/10.4103/ijnmr.IJNMR\\_146\\_20](https://doi.org/10.4103/ijnmr.IJNMR_146_20)
- Guerrero-Barona, E., Sánchez-Herrera, S., Moreno-Manso, J. M., Sosa-Baltasar, D., & Durán-Vinagre, M. Á. (2019). El autoconcepto y su relación con la inteligencia emocional y la ansiedad. *Psicología Conductual*, 27(3), 455-476. <https://www.behavioralpsycho.com/wp-content/uploads/2019/12/06.Guerrero-Barona-27-3-3.pdf>
- Haeussler, I.M., & Milicic, N. (2014). *Confiar en uno mismo. Programa de desarrollo de la autoestima*. Editorial Catalonia.
- Instituto Nacional de las Mujeres. (2018). *Las Madres en Cifras*. Gobierno de México. <https://www.gob.mx/inmujeres/articulos/las-madres-en-cifras#:~:text=Para%20las%20mujeres%20de%2030,las%20mujeres%20en%20nuestro%20pa%C3%ADs>.
- JASP Team (2025). *JASP* (Version 0.95.2) [Computer software]. <https://jasp-stats.org>
- Keyvani, E., & Bolghan-Abadi, M. (2021). The effectiveness of acceptance and commitment therapy on improving self-concept, depression, and anxiety in obese women. *International Archives of Health Sciences*, 8(2), 79-83. [https://doi.org/10.4103/iahs.iahs\\_117\\_20](https://doi.org/10.4103/iahs.iahs_117_20)
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications. <https://dl.icdst.org/pdfs/files4/befc0f8521c770249dd18726a917cf90.pdf>
- La Rosa, J., & Díaz - Loving, R. (1991). Evaluación del autoconcepto: Una escala multidimensional. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 23(1), 15-33. <https://www.redalyc.org/pdf/805/80523102.pdf>
- Liranzo, P., & Hernández, R. (2014). Las diosas sometidas: autoconcepto en mujeres de grupos vulnerables. segunda parte: resultados y discusión del estudio. *Ciencia y Sociedad*, 39(1), 33-73 <https://www.redalyc.org/pdf/870/87031229003.pdf>
- López-García, D., Hernández-Padilla, E., & Palacios-Hernández, B. (2020). Análisis de las propiedades psicométricas de la Escala de Autoconcepto de Piers-Harris 2 en escolares mexicanos. *Revista de Psicología y Ciencias del Comportamiento de la Unidad Académica de Ciencias Jurídicas y Sociales*, 11(2), 39-56. <https://doi.org/10.29059/rpcc.20201215-116>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: a method for diagonally weighted factor rotation. *LIBERABIT. Revista Peruana de Psicología*, 25(1), 99-106. DOI: <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Lorenzo-Seva, U. (2022). SOLOMON: a method for splitting a sample into equivalent subsamples in factor analysis. *Behavior Research Methods*, 54, 2665-2677 (2022). <https://doi.org/10.3758/s13428-021-01750-y>
- Lorenzo, U., & Ferrando, P. J. (2021). MSA: the forgotten index for identifying inappropriate items before computing exploratory item factor analysis. *Methodology*, 17(4), 296-306. <https://doi.org/10.5964/meth.7185>

- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2024). Determining sample size requirements in EFA solutions: A simple empirical proposal. *Multivariate Behavioral Research*, 59(5), 899-912. <https://doi.org/10.1080/00273171.2024.2342324>
- Lotfollahi, H., Riazzi, H., Omani-Samani, R., Maroufizadeh, S., & Montazeri, A. (2021). Sexual Self-Concept in Fertile and Infertile Women: A Comparative Study. *International Journal of Fertility & Sterility*, 15(1), 60–64. <https://doi.org/10.22074/ijfs.2021.6205>
- Marsh, H. W., Craven, R. G., & Martin, A. J. (2006). What is the Nature of Self-Esteem? Unidimensional and Multidimensional Perspectives. In M. H. Kernis (Ed.), *Self-esteem issues and answers: A sourcebook of current perspectives* (pp. 16–24). Psychology Press.
- Marsh, H. W., Pekrun, R., Murayama, K., Arens, A. K., Parker, P. D., Guo, J., & Dicke, T. (2018). An integrated model of academic self-concept development. *Developmental Psychology*, 54(2), 263–280. <https://doi.org/10.1037/dev0000393>
- Palacios-Garay, J., & Coveñas-Lalupú, J. (2019). Predominancia del autoconcepto en estudiantes con conductas antisociales del Callao. *Propósitos y Representaciones*, 7(2), 325–352. <http://dx.doi.org/10.20511/pyr2019.v7n2.278>
- Piers, E. V. (1984). *Piers-Harris Children's Self Concept Scale. Revised Manual*. Western Psychological Services.
- Piers, E. V., & Harris, D.B. (1969). *The Piers-Harris Children's Self-Concept Scale*. Counselor Recording and Tests.
- Reyes-Lagunes, I. & García y Barragán, L. F. (2008). Procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante: Un ejemplo. En S. Rivera Aragón, R. Díaz Loving, R. Sánchez Aragón e I. Reyes Lagunes (Eds.), *La psicología social en México, XII* (pp. 625-630).
- Rojó-Ramos, J., Calero-Morales, S., Gómez-Paniagua, S., & Galán-Arroyo, C. (2024). Cyberbullying and self-concept in physical education school children. *Espiral. Cuadernos del Profesorado*, 17(35), 82-96. <https://doi.org/10.25115/ecp.v17i35.9506>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self's image*. Princeton University Press
- Ruiz de Azúa García, S., & Rodríguez Fernández, A. (2006). El cuestionario de autoconcepto físico (CAF): la independencia de sus escalas. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 2(1), 369-382. <https://www.redalyc.org/pdf/3498/349832312031.pdf>
- Schmidt, V., Messoulam, N., & Molina, F. (2008). Autoconcepto académico en adolescentes de escuelas medias: Presentación de un instrumento para su evaluación. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Avaluiação Psicológica*, 1(25), 81 – 106. <https://www.redalyc.org/pdf/4596/459645445005.pdf>
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J., & Stanton, G. C. (1976). Self-Concept: Validation of Construct Interpretations. *Review of Educational Research*, 46(3), 407–441. <https://doi.org/10.3102/00346543046003407>
- Shnabel, N., Bar-Anan, Y., Kende, A., Bareket, O., & Lazar, Y. (2016). Help to perpetuate traditional gender roles: Benevolent sexism increases engagement in dependency-oriented cross-gender helping. *Journal of personality and social psychology*, 110(1), 55. <https://doi.org/10.1037/pspi0000037>
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2010). *Código ético del psicólogo*. Trillas.
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in psychology*, 7. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Vázquez, V., Cárcamo N., & Hernández N. (2012). Entre el cargo, la maternidad y la doble jornada: Presidentas municipales de Oaxaca. *Perfiles latinoamericanos*, (39), 31-57. <https://www.redalyc.org/pdf/115/11523035002.pdf>
- Villaseñor, C., Hernández, J. C., Gaytán, E., Romero, S., & Díaz-Barriga, F. (2017). Salud mental materna: fac-

tor de riesgo del bienestar socioemocional en niños mexicanos. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 41(1), 1-17. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2017.1>

Williams, M. (2017). *Self-concept: Perceptions, Cultural influences and gender Differences*. Nova Science Publishers, Inc.

Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's  $\alpha$ , Revelle's  $\beta$ , and McDonald's  $\omega$  H: Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123-133. <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>

## Anexo

**Tabla 5.** Datos normativos de los factores de autoconcepto para mujeres mexicanas de 18 a 30 y 30 o más años

	Autoconcepto									
	Social		Moral		Dependencia		Físico		Autorrealización	
	18-30	31+	18-30	31+	18-30	31+	18-30	31+	18-30	31+
<i>M</i>	3.60	3.77	4.19	4.30	2.69	2.33	3.41	3.53	3.79	3.95
<i>DT</i>	1.06	1.07	1.10	1.13	1.07	1.03	0.96	0.91	1.04	1.03
<i>Mín</i>	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.25	1.00	1.00
<i>Máx</i>	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00	5.00
Percentil 10	2.33	2.33	1.84	1.82	1.00	1.00	2.00	2.25	2.22	2.00
Percentil 20	2.67	2.67	4.00	4.20	1.67	1.33	2.50	2.75	3.00	3.40
Percentil 30	3.00	3.33	4.20	4.40	2.00	1.67	3.00	3.00	3.40	3.80
Percentil 40	3.33	3.67	4.40	4.60	2.33	2.00	3.25	3.35	3.80	4.00
Percentil 50	3.67	4.00	4.60	4.80	2.67	2.17	3.50	3.50	4.00	4.20
Percentil 60	4.00	4.00	4.80	4.80	3.00	2.33	3.75	3.75	4.20	4.40
Percentil 70	4.33	4.33	4.80	5.00	3.33	2.67	4.00	4.00	4.60	4.60
Percentil 80	4.67	4.93	5.00	5.00	3.67	3.33	4.25	4.50	4.80	4.80
Percentil 90	5.00	5.00	5.00	5.00	4.00	4.00	4.50	4.75	5.00	5.00