

Adaptación al español del Inventario de Conformidad con las Normas de Género Femeninas-45

Spanish adaptation of the Conformity to Feminine Norms Inventory-45

Andrés García-Cano¹, Carmen Martínez Martínez¹, Consuelo Paterna Bleda¹ y Mike C. Parent²

¹ Departamento de Psiquiatría y Psicología Social, Universidad de Murcia, España.

² Department of Psychological Sciences, Texas Tech University, Estados Unidos.

Resumen

El objetivo de este estudio consistió en evaluar las propiedades psicométricas de la versión en español del Inventario de Conformidad con las Normas de Género Femeninas-45, desarrollado por Parent y Moradi (2010). La muestra estaba compuesta por 480 mujeres entre los 18 y 43 años. Los resultados del análisis factorial exploratorio respaldan la estructura multidimensional de la escala, hallando una estructura de siete factores en lugar de las nueve dimensiones planteadas por el cuestionario original. El análisis factorial confirmatorio corroboró la estructura propuesta de siete factores. El análisis de fiabilidad del cuestionario mostró que la escala total y las diversas subescalas poseían una buena consistencia interna, con valores situados entre .65 y .90. Así, la versión en español del CFNI-45 se considera como un instrumento útil y adecuado para evaluar la conformidad con las normas de género femeninas, contribuyendo a ampliar el conocimiento sobre esta temática en población hispanohablante.

Palabras clave: Mujeres, Femenidad, Conformidad con normas femeninas, Roles de género.

Abstract

The aim of this study was to examine the psychometric properties of the Spanish version of the Conformity to Feminine Norms Inventory-45, developed by Parent and Moradi (2010). The sample was composed of 480 women between 18 and 43 years old. The results of the exploratory factor analysis support the multidimensional structure of the scale, finding a structure of seven factors instead of the nine dimensions proposed by the original questionnaire. The confirmatory factor analysis corroborated the proposed structure of seven factors. Analysis of reliability of the questionnaire showed that the total scale and the various subscales had a good internal consistency, with values located between .65 and .90. Thus, the Spanish version of CFNI-45 is considered as a useful and appropriate tool to evaluate compliance with female gender norms, contributing to expanding knowledge of this subject in Spanish-speaking population.

Key words: Women, Femininity, Conformity to feminine norms, Gender roles.

Introducción

Las normas y roles de género limitan a mujeres y hombres en sus pensamientos, sentimientos y comportamientos en la sociedad. De este modo, proporcionan una orientación definida sobre qué comportamientos y actitudes se esperan de hombres y mujeres en una determinada cultura, mientras se enmarcan las conductas consideradas fuera de los límites preestablecidos para ambos sexos (Gilbert y Scher, 1999).

Como señala Mahalik (2000), la variedad de las normas de género y el peso de determinados factores sociales hacen que la identidad de género pueda ejercer una poderosa influencia en el modo de actuar y de sentir de las mujeres. En este sentido, las culturas que comprenden a las mujeres desde una perspectiva tradicional esperan que éstas se comporten de un modo amable y muestren especial dedicación a la crianza de los hijos y al cuidado del hogar (Seem y Clark, 2006).

Recibido: 5 Septiembre 2016 / Aceptado: 19 Octubre 2016

Correspondencia:

Andrés García-Cano, Departamento de Psiquiatría y Psicología Social, Universidad de Murcia, España. Dirección postal: Campus de Espinardo, C. P. 30100 Murcia, España. Teléfono: +34 618972503. E-mail: andres.garcia3@um.es

El estudio de las normas de género femeninas y el modo en que éstas guían el comportamiento de las mujeres resulta de especial importancia, ya que el cumplimiento de este tipo de normas se ha relacionado con una amplia variedad de problemas psicológicos, sociales y de salud en todo el mundo (Hunt, Piccoli, Gonsalkorale y Carnaghi, 2015). Así, un mayor respaldo o conformidad con estos preceptos se ha relacionado con mayor número de trastornos de la alimentación (Anastasiadou, Aparicio, Sepúlveda y Sánchez-Belena, 2013), aceptación de la cosificación de la mujer y niveles más altos de retraimiento o vergüenza con el propio cuerpo (Hurt et al., 2007; Smolak y Murnen, 2008), así como mayor probabilidad de aparición de síntomas depresivos (Dong, Cheng y Wang, 2014).

Asimismo, existen evidencias de que las mujeres de diversas culturas poseen diferentes formas de conceptualizar la identidad femenina y las normas de género asociadas a ésta. Shin, Yang y Edwards (2010) expusieron que la identidad femenina se relaciona con un rendimiento académico más elevado en estudiantes universitarias de Estados Unidos, aunque al mismo tiempo se vincula con un bajo rendimiento escolar en estudiantes coreanas. En España, Sánchez-López, Cuéllar-Flores, Dresch y Aparicio-García (2009) señalan que las mujeres no muestran generalmente una elevada conformidad o ajuste hacia las normas de género femeninas, en comparación con otros países como Estados Unidos. Entre las razones que se argumentan para una explicación de estos resultados se situarían los cambios sociales producidos en España durante las últimas décadas, como la lucha por los derechos básicos de las mujeres y la igualdad de género, debido a los cuales las mujeres que viven en España serían más conscientes de los costes potenciales de la identificación con las normas femeninas (Sánchez-López et al., 2009). Estos argumentos subrayan la influencia de las normas de género femeninas en la vida de las mujeres, así como la necesidad de comprender las diferencias culturales existentes con respecto a estos preceptos.

Uno de los instrumentos desarrollados más recientemente para evaluar la conformidad con las normas de género femeninas en mujeres es el “Inventario de Conformidad con las Normas de Género Femeninas-45” (*Conformity to Feminine Norms Inventory-45*), elaborado por Parent y Moradi (2010, 2011). En la construcción de este cuestionario se adoptó una perspectiva multidimensional, con el propósito de superar algunos de los inconvenientes que presentaban escalas más antiguas como el *Bem Sex Role Inventory* (BSRI; Bem, 1974) o el *California Psychological Inventory* (CPI; Baucom, 1976). En este sentido, diversos autores (Auster y Ohm, 2000; Woodhill y Samuels, 2003) argumentaban que estos instrumentos tradicionales de medida de la masculinidad y feminidad se centraban en la evaluación rígida de rasgos instrumentales y expresivos, en lugar de valorar propiamente los roles de género. El CFNI-45 permite medir diferentes aspectos de la feminidad, ya que integra un método de respuesta basado en conductas, afectos y cogniciones que permitiría concebir desde una amplia perspectiva las formas en que las mujeres se adhieren a una norma (Mahalik et al., 2005).

Específicamente, el CFNI-45 está formado por nueve subescalas que evalúan la conformidad con nueve normas de género femeninas: Relacional (*Relational*), Dulce y agradable (*Sweet and nice*), Invertir en apariencia (*Invest in appearance*), Hogar (*Domestic*), Relación romántica (*Romantic relationship*), Fidelidad sexual (*Sexual fidelity*), Modestia (*Modesty*), Delgadez (*Thinness*) y Cuidado de niños (*Care for children*).

El CFNI-45 ha sido adaptado y validado en población eslovaca por Lyócsa y Lyócsa (2013), con la finalidad de evaluar su adecuación en muestras no norteamericanas. Estos autores indican que los resultados obtenidos con población eslovaca no pueden generalizarse a otros países europeos, ya que la ideología femenina puede variar a través de la cultura europea del país de referencia.

En este contexto, se considera que en culturas hispanohablantes como la española o latinoamericana se ha originado un proceso histórico de influencia común como elemento primordial de las estructuras de género (Arriagada, 2002). En este proceso histórico de contacto, los sistemas de género en América Latina fueron marcados profundamente por la herencia colonial española, que otorgaba especial importancia al modelo patriarcal, división entre los roles públicos y privados para hombres y mujeres, reconoci-

miento de la propia masculinidad del hombre y control de la sexualidad femenina (Arriagada, 2002; Catelli, 2011). Así, como comenta Deagan (2004), los roles de género entre distintos grupos en contacto ejercerían una compleja y poderosa influencia en la forma en que se desarrolla la nueva cultura de referencia. Dado que entendemos que no se ha investigado suficientemente la conformidad femenina con los roles de género mediante el CFNI-45, el objetivo principal de esta investigación se centra en estudiar la adaptabilidad y validez de esta escala al español.

Método

Participantes

En este estudio participaron 480 mujeres de la Universidad de Murcia (España) con edades comprendidas entre 18 y 43 años ($M = 19.14$; $SD = 1.58$). Con respecto a su nacionalidad, el 94.8% de las mujeres eran españolas, el 4.5% latinoamericanas y un 0.7% provenía de otros países europeos. Respecto a su región de procedencia, el 67.6% provenía de la Región de Murcia, 14.3% de la Comunidad Valenciana, 11.8% de Andalucía y el 6.3% restante eran originarias de otras provincias españolas. La orientación sexual se evaluó a través de una pregunta abierta sobre identificación con diferentes opciones sexuales; en este sentido, 11 mujeres no contestaron a esta cuestión. De aquellas que sí ofrecieron una respuesta, el 98.7% se identificó como heterosexual y el 1.3% como homosexual. En relación a su situación laboral, el 95.4% eran estudiantes, el 3.1% tenía empleo y el 1.5% se encontraba en paro.

Instrumentos

Se utilizó el cuestionario CFNI-45 (Parent y Moradi, 2010), el cual constituye una versión abreviada de la escala *Conformity to Feminine Norms Inventory* propuesta por Mahalik et al. (CFNI-84, 2005). El CFNI-45 presenta unas características psicométricas parecidas a las de la escala original, mostrándose como un instrumento más eficiente en su administración debido a la disminución del número total de ítems del cuestionario (Parent y Moradi, 2010). Se trata de una escala tipo Likert de 4 puntos que va de 0 (totalmente en desacuerdo) a 3 (totalmente de acuerdo). Puntuaciones más elevadas indican una adhesión más firme a la norma femenina específica. La consistencia interna α de Cronbach del CFNI-45 total fue .79 y para las diversas subescalas: Relacional (*Relational*) = .69, Dulce y agradable (*Sweet and nice*) = .68, Invertir en apariencia (*Invest in appearance*) = .79, Hogar (*Domestic*) = .82, Relación romántica (*Romantic relationship*) = .76, Fidelidad sexual (*Sexual fidelity*) = .87, Modestia (*Modesty*) = .72, Delgadez (*Thinness*) = .88 y Cuidado de niños (*Care for children*) = .89 (Parent y Moradi, 2010).

Procedimiento

La adaptación y validación de la escala se realizó siguiendo las directrices para la adaptación intercultural de instrumentos de evaluación psicológica (Brislin, 1970; Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013). En un primer momento, varios expertos efectuaron la traducción de los ítems de la escala al español. Posteriormente, el cuestionario fue traducido de nuevo al inglés por otro experto en la materia (*back-translation*) con el propósito de comprobar que la traducción era adecuada. Las discrepancias surgidas se solventaron mediante un grupo de discusión en el que participaron los expertos que habían realizado ambas traducciones, llegando al final del proceso a una versión consensuada de la escala. Finalmente, la versión en español fue administrada a una muestra de cuatro mujeres para asegurar la correcta comprensión de los ítems.

La administración de los instrumentos se efectuó de forma presencial y *online* utilizando un muestreo intencional en mujeres. La administración presencial se llevó a cabo en diversas Facultades de la Universidad de Murcia (España) a través de varios estudiantes de psicología, mientras que la escala *online* se utilizó cuando las mujeres no podían participar en la investigación de modo presencial. En este sentido, la escala *online* se diseñó a través de la aplicación informática de Encuestas de la Universidad de Murcia, la cual posibilitaba contactar con la comunidad universitaria a partir de sus correos electrónicos. Dado que solamente se pretendía

enviar el cuestionario a mujeres, se filtraron resultados con base en el sexo, enviando la invitación voluntaria a participar en el estudio y recalando el carácter anónimo y confidencial de los datos recabados. Se permitió un periodo de respuesta de un mes antes de cerrar definitivamente el acceso al cuestionario.

Para evitar posibles variables extrañas que pudieran alterar los resultados en esta implementación *online* de los cuestionarios, se implantaron determinados mecanismos de control; así, por ejemplo, se envió una sola invitación por persona con acceso mediante contraseña, de modo que solamente podía completar el cuestionario la persona invitada. Asimismo, en el diseño del cuestionario se llevaron a cabo diversas medidas de control de respuesta, como la imposibilidad de avanzar al siguiente ítem si no se habían completado los anteriores, posibilidad de guardar la encuesta y retomarla en el último ítem completado en un momento posterior; evitación de duplicidad de respuesta, entre otras. En total, se reunieron 492 cuestionarios, 290 recogidos de modo presencial, de los cuales se eliminaron 12 que no estaban completos y 202 *online*.

Análisis de datos

Se utilizó el procedimiento de validación cruzada para llevar a cabo el análisis de las puntuaciones del cuestionario. Para ello, el total de la muestra fue dividida en dos mitades aleatoriamente: con la primera submuestra ($n = 240$) se efectuó un análisis factorial exploratorio (AFE) con el programa FACTOR versión 10.3.01 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2015). Este programa fue diseñado con el propósito de conformar una herramienta informática fácil de utilizar para llevar a cabo el cálculo del AFE, implementando procedimientos e índices de ajuste clásicos, así como algunas de las aportaciones metodológicas más recientes y novedosas en este campo (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010). Al mismo tiempo, se usó un procedimiento de extracción de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y rotación factorial Promin (Lorenzo-Seva, 1999) empleando matrices de correlaciones policóricas, las cuales se estiman apropiadas para ítems con un formato de respuesta tipo Likert (Hoffmann, Stover, De la Iglesia y Fernández, 2013). Para calcular el número inicial de dimensiones del cuestionario se siguió el método de Análisis Paralelo Optimizado (Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011).

En la segunda submuestra ($n = 240$) se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el propósito de validar la estructura propuesta obtenida en el AFE. Para ello, se utilizó el programa LISREL 9.20 (Jöreskog y Sörbom, 2015), seleccionando el método de estimación de parámetros de máxima verosimilitud (ML), en consonancia con Parent y Moradi (2010).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

El AFE, utilizando la escala original, identificó un modelo de siete factores (varianza explicada, 55.64%). Analizando los datos mediante el programa FACTOR se muestra la buena adecuación de los valores para llevar a cabo el análisis [(GFI = .96, RMSR = .05, KMO = .75, Bartlett ($\chi^2 = 4302.30$; $p < .00$)). Los ítems con comunalidades inferiores a .40, peso factorial inferior a .32 y/o carga factorial superior a .32 en dos o más factores fueron eliminados del análisis, de acuerdo con Worthington y Whittaker (2006). En el presente estudio, se eliminaron los ítems 2, 3, 6, 7, 9, 12, 13, 18, 19, 22, 24, 28, 30, 35, 36, 37, 38, 39, 41, 42, 44 y 45. Un segundo AFE sin estos ítems mostró buenos indicadores [(GFI = .99, RMSR = .03, KMO = .76, Bartlett ($\chi^2 = 1961.60$; $p < .00$)). De nuevo, se obtuvieron siete factores (varianza explicada, 71.48%).

El primer factor se corresponde con la subescala Cuidado de niños, el segundo con Invertir en apariencia, el tercer factor incluye la subescala Hogar, el cuarto, denominado Fidelidad romántica, incluye las subescalas originales de Relación romántica y Fidelidad sexual, el quinto factor es el Relacional, el sexto Delgadez y el séptimo incluye Modestia. Estos factores explicaron el 18.01%, 12.43%, 11.48%, 9.85%, 8.18%, 6.73% y 4.80% de la varianza total explicada, respectivamente. La tabla 1 muestra las cargas factoriales obtenidas en el AFE.

Tabla 1
Análisis factorial exploratorio. Solución de siete factores CFNI-ES-23

Ítems	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7
16. La mayoría de la gente disfruta de los niños mucho más que yo	.93						
8. Los niños me parecen molestos	.87						
40. De manera activa evito a los niños	.85						
43. Me gusta estar rodeada de niños	.85						
14. Me maquillo regularmente		.88					
27. Nunca me maquillo		.77					
20. Estoy lista por la mañana sin tener que mirarme mucho en el espejo		.67					
34. No tiene sentido limpiar porque las cosas se ensuciarán de nuevo			.85				
5. Limpio mi casa regularmente			.72				
26. No me importa si mi hogar está desordenado			.68				
25. Tener una relación estable es importante				.85			
11. Tener una relación estable es esencial en mi vida				.81			
33. Cuando tengo una relación estable me encanta concentrar mis energías en la relación				.66			
32. Solamente tendría sexo con la persona que amo				.58			
15. No me esfuerzo en mantener el contacto con mis amigos					.79		
21. Me sentiría sobrecargada si tuviera que mantener muchas amistades a la vez					.67		
23. Intento quedar con mis amigos regularmente					.63		
17. Me gustaría perder unos kilos						.89	
31. Siempre estoy intentando perder peso						.82	
1. Sería más feliz si fuera más delgada						.82	
29. No tengo problemas en contar mis logros a los demás							.70
4. Cuento a todo el mundo mis logros							.59
10. Cuando tengo éxito se lo cuento a mis amigos							.47
% varianza	18.01	12.43	11.48	9.85	8.18	6.73	4.80
% varianza acumulada	18.01	30.44	41.92	51.77	59.95	66.68	71.48
KMO = .76 $\chi^2 = 1961.60$ $p < .00$							

Nota: F1: Cuidado de niños, F2: Invertir en apariencia, F3: Hogar, F4: Fidelidad romántica, F5: Relacional, F6: Delgadez, F7: Modestia.

Análisis factorial confirmatorio

Se realizó un AFC en la segunda submuestra para verificar la dimensionalidad del cuestionario. En virtud del tamaño de la muestra menor de 500, se consideran aceptables valores menores de .10 para el RMSEA y SRMR y medidas iguales o superiores a .90 para el CFI (Weston y Gore, 2006). En relación al índice χ^2/df , valores por debajo de 3 señalan un buen ajuste del modelo (Schermelleh-Engel, Moosbrugger, y Müller, 2003). Los resultados ratifican la estructura de siete factores obtenida en el AFE.

El estadístico chi-cuadrado para este modelo fue $\chi^2 (209, N = 240) = 596.61, p < .001$. El RMSEA (.08, 90% CI = .07, .09), SRMR (.06) y $\chi^2/df = 2.85$, obtuvieron unos índices de ajuste correctos, aunque no así el CFI, el cual muestra un valor no aceptable (.88). En la tabla 2 se muestran las puntuaciones factoriales estandarizadas del modelo.

Estadísticos descriptivos y correlaciones

En la tabla 3 se muestran los análisis descriptivos, así como todas las correlaciones observadas y los alpha de Cronbach extraídos. La subescala Hogar expone la puntuación media más elevada en mujeres ($M = 2.07, SD = .58$), mientras que es en la escala Modestia en la que éstas muestran valores más bajos ($M = 1.32, SD = .47$). Los índices de fiabilidad se sitúan en un rango de puntuaciones consideradas de razonables a excelentes (.65 a .90), de acuerdo con Ponterotto y Ruckdeschel (2007). Los resultados muestran que todas las subescalas presentan correlaciones positivas con la puntuación global del cuestionario (p. ej. puntuación global e Invertir en apariencia; $r = .44, p < .01$). Otras correlaciones positivas fueron encontradas entre Relacional y Cuidado de niños ($r = .21, p < .01$) o Delgadez e Invertir en apariencia ($r = .14, p < .05$).

Tabla 2
Análisis factorial confirmatorio. Solución de siete factores CFNI-ES-23

Número de ítem	Carga factorial	Unicidad	Número de ítem	Carga factorial	Unicidad
F1 Cuidado de niños			F2 Invertir en apariencia		
40	.92	.16	14	.90	.19
16	.90	.20	27	.88	.23
8	.89	.20	20	.64	.61
43	.89	.20	F4 Fidelidad romántica		
F3 Hogar			25	.89	.20
34	.82	.33	11	.84	.29
26	.76	.42	33	.60	.64
5	.74	.46	32	.56	.68
F5 Relacional			F6 Delgadez		
15	.86	.26	1	.92	.15
23	.74	.45	17	.83	.31
21	.57	.67	31	.83	.31
F7 Modestia					
10	.68	.54			
29	.67	.55			
4	.64	.58			

Nota: Todos los pesos factoriales presentan valores significativos para $p < .01$. Los números de ítems reflejan la numeración en el CFNI-45. Índices de ajuste: χ^2 (209, $N = 240$) = 596.61; $p < .001$; RMSEA = .08, 90%; CI = .07, .09; SRMR = .06; $\chi^2/df = 2.85$; CFI = .88

Tabla 3
Estadísticos descriptivos y correlaciones CFNI-ES-23

Subescala	1	2	3	4	5	6	7	M	SD	α
F1 Cuidado de niños								1.91	.76	.90
F2 Invertir en apariencia	-.05							1.50	.77	.78
F3 Hogar	.22**	.05						2.07	.58	.73
F4 Fidelidad Romántica	.18**	.13*	.12					1.65	.64	.75
F5 Relacional	.21**	.09	.16*	.02				1.94	.58	.68
F6 Delgadez	-.19**	.14*	-.04	.02	-.12			1.49	.83	.85
F7 Modestia	-.06	-.12	.08	.02	-.15	-.01		1.32	.47	.65
CFNI-ES-23 total	.55**	.44**	.48**	.53**	.37**	.30**	.23**	1.71	.28	.70

Nota: * $p < .05$; ** $p < .01$

Discusión

El objetivo de este trabajo fue analizar las propiedades psicométricas de la escala CFNI-45 elaborada por Parent y Moradi (2010), ofreciendo una versión válida en español denominada CFNI-ES-23. En conjunto, el análisis factorial confirmatorio proporcionó apoyo para la estructura multidimensional de la versión en español. El CFNI-ES-23 tiene prácticamente la mitad de ítems que la escala original, con unos índices alpha de Cronbach comprendidos entre .65 y .90, los cuales se sitúan en los intervalos considerados de razonables a excelentes (Ponterotto y Ruckdeschel, 2007). Sin embargo, cabe destacar que mientras el CFNI-ES-23 presenta un modelo de ajuste aceptable en RMSEA, SRMR y χ^2/df , el CFI no resulta satisfactorio.

Este aspecto se muestra en consonancia con anteriores estudios (Parent y Moradi, 2011; Rochelle y Yim, 2015), en los cuales se expone que el CFI se ve amenazado por el rango de intercorrelaciones consideradas de bajas a moderadas entre los diversos factores que componen el cuestionario. En este estudio se cumplen estas premisas, ya

que las intercorrelaciones presentan valores bajos, de modo que el valor de CFI se ve perjudicado por esta cuestión. Desde un punto de vista teórico, las bajas intercorrelaciones entre los factores proporcionarían evidencias de que la construcción de la feminidad no se constituye como una entidad homogénea, en la medida que los mandatos de género y determinados factores sociales hacen que unos rasgos de género sean más sobresalientes que otros, sino como un constructo multidimensional formado por una diversidad de normas de género femeninas a partir de las cuales las mujeres se identificarían en mayor o menor grado (Mahalik, 2000; Mahalik et al., 2005). Del mismo modo, Kenny y McCoach (2003) señalaron que el número de variables también se encuentra relacionado con el valor de CFI. Así, advierten que este índice tiende a adquirir valores más bajos en modelos con más variables, lo que puede explicar el motivo de que se tienda a admitir un punto de corte menor al exigido para el CFI.

Los resultados obtenidos revelaron que todos los factores excepto Fidelidad romántica replicaron las subescalas originales del CFNI-45. Sin embargo, fueron eliminados diversos ítems de cada una de las subescalas debido a la elevada carga obtenida en dos o más factores (ítems 2, 3, 6, 7, 9, 12, 13, 18, 19, 22, 28, 30, 35, 36, 37, 38, 41, 42 y 44) o a la baja comunalidad registrada (ítems 24, 39 y 45).

La subescala Fidelidad romántica está formada por cuatro ítems (11, 25, 32 y 33) que hacen referencia en la versión original de Parent y Moradi (2010) a Relación romántica y Fidelidad sexual. Este nuevo factor muestra una elevada consistencia conceptual, en la medida que refleja el marco de amor romántico que se propone como modelo cultural a las mujeres en las sociedades patriarcales (Nogueiras, 2005). Este modelo aparece con una gran fuerza en la socialización femenina, de modo que todo aquello que tenga que ver con la consecución del amor (enamoramiento, fidelidad sexual, relación de pareja, mitos de amor romántico) sigue constituyéndose actualmente como el eje vertebrador en torno al cual gira la vida de muchas mujeres (Bosch y Ferrer, 2002; Sanpedro, 2005). Como exponen diversas autoras (Bosch, Ferrer, Ferreiro y Navarro, 2013; Lagarde, 2005) aquellas mujeres que asumen este modelo de amor romántico y los mitos asociados al mismo presentan más probabilidades de ser víctimas de violencia de género y aceptarla, ya que consideran su relación de pareja como el universo que da sentido a sus vidas, de modo que romper la pareja sería considerado como un fracaso existencial ("el amor todo lo puede", "violencia y amor compatibles", etcétera).

Cabe destacar el hecho de que ningún ítem de la subescala Dulce y agradable se mantiene en el cuestionario CFNI-ES-23. En este sentido, los ítems 13, 28 y 35 mostraron elevadas cargas en dos factores, mientras los ítems 39 y 45 denotaron una escasa comunalidad, por lo que fueron eliminados. En consonancia con Lyócsa y Lyócsa (2013) consideramos que esta subescala debería ser reconsiderada, en la medida que las especificaciones culturales pueden influir en el desarrollo y la selección de los ítems del cuestionario. Así, mientras que en población norteamericana el ítem 45 "Me sentiría avergonzada si alguien pensara que soy tacaña", puede resultar explicativo, en España este ítem no se muestra esclarecedor.

En general, los resultados obtenidos otorgan especial importancia a los tres primeros factores (Cuidado de niños, Invertir en apariencia y Hogar) en la descripción del CFNI-ES-23. Estos tres factores constituyen más de la mitad de la varianza explicada por los siete factores (41,62% del 71,48% de la varianza total). En relación a la importancia de éstos, Lyócsa, Basistova y Lyócsa (2015) aducen que estas dimensiones reflejan la influencia de las normas de género tradicionalmente asumidas por las mujeres. Así, la atención y limpieza de los hogares y la educación y cuidado de los niños se han considerado tareas desempeñadas tradicionalmente por mujeres. De hecho, las elevadas puntuaciones obtenidas en estos factores tanto en población norteamericana como en este estudio ponen de manifiesto la necesidad de evitar la suposición de que las culturas occidentales muestran uniformidad o equidad de género entre hombres y mujeres, haciendo hincapié en el rol central que la crianza de los hijos y el cuidado del hogar ejercen en los roles sociales atribuidos a las mujeres (Hunt et al., 2015). Con respecto al factor de Invertir en apariencia, se asume su importancia en la medida que la norma social femenina exige a las mujeres la dedicación de tiempo y esfuerzo para adecuarse a una serie de cánones sociales de belleza externa. Esta comprensión se relaciona con la idea de que el significado de ser mujer todavía está muy asociado con su visión corporal (Rice, 2014). No obstante, las mujeres de España muestran valores inferiores a los obtenidos en mujeres norteamericanas, lo que pone de manifiesto que el

respaldo de las normas sociales en relación al mantenimiento de la apariencia externa corporal difiere gradualmente de unas culturas a otras.

Limitaciones y recomendaciones

Los resultados de este estudio pueden comentarse teniendo en cuenta varias limitaciones. En primer lugar, el valor de CFI no alcanzó el punto de corte de .90, a pesar de que los demás índices de ajuste sí resultaron satisfactorios, por lo que sería recomendable en estudios futuros con el CFNI-ES-23 la reexaminación de la estabilidad del modelo de siete factores a través de otras muestras. Asimismo, podría ser considerada la posibilidad de valorar otros índices de ajuste del modelo con la finalidad de no depender solamente del índice CFI.

En otro contexto, la muestra de estudio estaba formada por mujeres que vivían en España, la mayoría de ellas españolas, aunque también una parte de ella poseía otras nacionalidades, principalmente provenientes de países latinoamericanos. De este modo, los resultados obtenidos no pueden generalizarse fuera del contexto de estudio español, por lo que consideramos conveniente la realización de investigaciones con otras poblaciones latinoamericanas para comprobar su estabilidad.

Otra limitación, de acuerdo con Parent y Moradi (2010), es que se necesitan muestras de un tamaño más elevado para evaluar la influencia que la orientación sexual puede ejercer en que las distintas dimensiones se encuentren representadas de un modo óptimo. Resultaría aconsejable llevar a cabo estudios que tuvieran en cuenta la conformidad con las normas de género en mujeres con distinta orientación sexual con la finalidad de obtener una nueva perspectiva de la situación de la sociedad. También sería conveniente realizar estudios longitudinales para conocer cómo evolucionan las normas de género femeninas con base en determinadas variables como la edad o el nivel socioeconómico. Por último, se ha de comentar que, aunque se han aportado evidencias de la validez del instrumento haciendo referencia a la dimensionalidad y a las propiedades psicométricas del mismo, se propone para futuras investigaciones la obtención de pruebas sobre la validez externa de la escala.

Teniendo en cuenta estas limitaciones, consideramos que esta validación preliminar de la versión en español del CFNI-45 demuestra que constituye una medida aceptable para ser utilizada con mujeres hispanohablantes. Los resultados dan evidencia de que se trata de un instrumento breve, fácil de completar y adecuado para la evaluación multidimensional de las normas de género femeninas.

Conflicto de intereses

Los autores declararon no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Anastasiadou, D., Aparicio, M., Sepúlveda, A. R. y Sánchez-Belena, F. (2013). Conformity to feminine norms and inadequate eating behaviors in female dance students. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 18(1), 31-43. doi:10.5944/rppc.vol.18.num.1.2013.12761
- Auster, C. J. y Ohm, S. C. (2000). Masculinity and femininity in contemporary American society: A reevaluation using the Bem Sex-Role Inventory. *Sex Roles*, 43, 499-528. doi: 10.1023/A:1007119516728
- Arriagada, I. (2002). Cambios y desigualdad en las familias latinoamericanas. *Revista de la CEPAL*, 77, 143-161.
- Baucom, D. H. (1976). Independent masculinity and femininity scales on the California Psychological Inventory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 44, 876. doi:10.1037/0022-006x.44.5.876
- Bem, S. L. (1974). The measurement and psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 155-162. doi:10.1037/h0036215
- Bosch, E. y Ferrer, V. A. (2002). *La voz de las invisibles. Las víctimas de un mal amor que mata*. Madrid: Editorial Cátedra.
- Bosch, E., Ferrer, V. A., Ferreiro, V. y Navarro, C. (2013). *Violencia contra las mujeres. El amor como coartada*. Barcelona: Anthropos.
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1(3), 185-216. doi:10.1177/13591045700010030
- Catelli, L. (2011). "Y de esta manera quedaron todos los hombres sin mujeres": El mestizaje como estrategia de colonización en la Española (1501-1503). *Revista de Crítica Literaria Latinoamericana*, 37(74), 217-238.
- Deagan, K. (2004). Reconsidering Taino social dynamics after Spanish conquest: And class in culture contact studies. *American Antiquity*, 69, 597-626. doi:10.2307/4128440

- Dong, L. N., Chen, H. y Wang, Y. (2014). Anger expression and depression between masculine and feminine women. *Chinese Mental Health Journal*, 28, 234-238.
- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en Psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31, 18-33.
- Gilbert, L. A. y Scher, M. (1999). *Gender and sex in counseling and psychotherapy*. Needham Heights, MA: Allyn y Bacon.
- Hoffmann, A. F., Stover, J. B., De la Iglesia, G. y Fernández, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(1), 151-164.
- Hunt, C. J., Piccoli, V., Gonsalkorale, K. y Carnaghi, A. (2015). Feminine role norms among Australian and Italian women: A cross-cultural comparison. *Sex Roles*, 73, 533-542. doi:10.1007/s11199-015-054
- Hurt, M., Nelson, J., Turner, D., Haines, M., Ramsey, L., Erchull, M. y Liss, M. (2007). Feminism: What is it good for? Feminine norms and objectification as the link between feminist identity and clinically relevant outcomes. *Sex Roles*, 57, 355-363. doi:10.1007/s11199-007-9272-7
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (2015). *LISREL 9.20 for Windows* [Computer software]. Skokie, IL: Scientific Software International, Inc.
- Kenny, D. A. y McCoach, D. B. (2003). Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 10, 333-351. doi:10.1207/s15328007sem1003_1
- Lagarde, M. (2005). *Para mis socias de la vida. Claves feministas*. Barcelona: Horas y Horas.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347-365. doi:10.1207/s15327906mbr3403_3
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. J. (2015). *FACTOR 10.3.01 for Windows* [Computer software]. Tarragona, Spain: Department of Psychology, Universitat Rovira i Virgili.
- Lyócsa, I. y Lyócsa, S. (2013). Confirmatory factor analysis of the abbreviated Conformity to Feminine Norms Inventory. *Social Work Research*, 37, 414-422. doi:10.1093/swr/svt034
- Lyócsa, I., Basistova A. y Lyócsa, E. (2015). Conformity to feminine norms and religiousness: A study of helping professionals in Slovakia. *British Journal of Social Work*, 45, 1172-1189. doi:10.1093/bjsw/bct191
- Mahalik, J. R. (2000). *A model of masculine gender role conformity*. Paper presented at the 108th Annual Convention of the American Psychological Association. Washington, DC: USA.
- Mahalik, J. R., Morray, E. B., Coonerty-Femiano, A., Ludlow, L. H., Slattery, S. M. y Smiler, A. (2005). Development of the Conformity to Feminine Norms Inventory. *Sex Roles*, 52, 417-435. doi:10.1007/s11199-005-3709-7
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. doi: 10.7334/psicothema2013.24
- Nogueiras, B. (2005). Factores de vulnerabilidad en la violencia contra las mujeres. En Instituto de la Mujer (Ed.), *La atención sociosanitaria ante la violencia contra las mujeres* (pp. 17-24). Madrid: Instituto de la Mujer.
- Parent, M. C. y Moradi, B. (2010). Confirmatory factor analysis of the Conformity to Feminine Norms Inventory and development of an abbreviated version: The CFNI-45. *Psychology of Women Quarterly*, 34(1), 97-109. doi:10.1111/j.1471-6402.2009.01545.x
- Parent, M. C. y Moradi, B. (2011). An abbreviated tool for assessing feminine norm conformity: Psychometric properties of the Conformity to Feminine Norms Inventory-45. *Psychological Assessment*, 23(4), 958-969. doi:10.1037/a0024082
- Ponterotto, J. G. y Ruckdeschel, D. E. (2007). An overview of coefficient alpha and a reliability matrix for estimating adequacy of internal consistency coefficients with psychological research measures. *Perceptual and Motor Skills*, 105, 997-1014. doi:10.2466/pms.105.7.997-1014
- Rice, C. (2014). *Becoming women: The embodied self in image culture*. Toronto: University of Toronto Press.
- Rochelle, T. L. y Yim, K. H. (2015). Assessing the factor structure of the Chinese Conformity to Masculine Norms Inventory. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 149, 29-41. doi:10.1080/00223980.2013.837023
- Sánchez-López, M. P., Cuéllar-Flores, I., Dresch, V. y Aparicio-García, M. (2009). Conformity to feminine gender norms in the Spanish population. *Social Behavior and Personality*, 37, 1171-1186. doi:10.2224/sbp.2009.37.9.1171
- Sanpedro, P. (2005). El mito del amor y sus consecuencias en los vínculos de pareja. *Disenso*, 45. Recuperado de <http://www.pensamientocritico.org/pilsan0505.htm>
- Seem, S. R. y Clark, M. D. (2006). Healthy women, healthy men, and healthy adults: An evaluation of gender role stereotypes in the twenty-first century. *Sex Roles*, 55, 247-258. doi:10.1007/s11199-006-9077-0
- Shin, K. H., Yang, J. A. y Edwards, C. E. (2010). Gender role identity among Korean and American college students: Links to gender and academic achievement. *Social Behavior and Personality*, 38, 267-272. doi:10.2224/sbp.2010.38.2.267
- Smolak, L. y Murnen, S. K. (2008). Drive for leanness: Assessment and relationship to gender, gender role and objectification. *Body Image*, 5, 251-260. doi:10.1016/j.bodyim.2008.03.004

- Timmerman, M. E. y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods, 16*, 209-220. doi:10.1037/a0023353
- Weston R. y Gore, P. A. (2006). A brief guide to structural equation modeling. *The Counseling Psychologist, 34*, 719-751. doi:10.1177/0011000006286345
- Woodhill, B. M. y Samuels, C. A. (2003). Positive and negative androgyny and their relationship with psychological health and well-being. *Sex Roles, 48*, 555-565. doi:10.1023/A:1023531530272
- Worthington, R. L. y Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for Best Practices. *The Counseling Psychologist, 34*, 806-838. doi:10.1177/0011000006288127