



Enseñanza e Investigación en Psicología

ISSN: 0185-1594

rbulle@uv.mx

Consejo Nacional para la Enseñanza en
Investigación en Psicología A.C.
México

Bosques Brugada, Lilián Elizabeth; Álvarez Rayón, Georgina Leticia; Escoto Ponce de León, María del Consuelo

REVISIÓN DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL INVENTARIO DE ROLES SEXUALES DE BEM

Enseñanza e Investigación en Psicología, vol. 20, núm. 2, mayo-agosto, 2015, pp. 119-129

Consejo Nacional para la Enseñanza en Investigación en Psicología A.C.
Xalapa, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=29242799002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

REVISIÓN DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL INVENTARIO DE ROLES SEXUALES DE BEM¹

A revision of the psychometric properties of the Bem Sex Role Inventory

Lilián Elizabeth Bosques Brugada², Georgina Leticia Álvarez Rayón³
y María del Consuelo Escoto Ponce de León²

Citación: Bosques, L.E., Álvarez, G.L. y Escoto, M del C. (2015). Revisión de las propiedades psicométricas del inventario de roles sexuales de BEM. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 20(2), 119-129.

Artículo recibido el 5 de marzo y aceptado el 10 de junio de 2014.

RESUMEN

El propósito del presente estudio fue reevaluar la consistencia interna y la estructura factorial del Inventario de Roles Sexuales de Bem. Participaron 766 estudiantes universitarios (375 hombres y 391 mujeres), de entre 18 y 34 años de edad, divididos en dos muestras independientes. En la primera muestra se analizó la consistencia interna y probada, mediante un análisis factorial confirmatorio, de la estructura de dos escalas propuesta por Bem; sin embargo, el modelo obtenido mostró un ajuste pobre. Por tanto, se optó por examinar la estructura factorial de la versión original del instrumento, de modo que los ítems que lo conforman se sometieron a un análisis factorial exploratorio. La mejor estructura resultó en las mismas dos escalas, aunque con ciertos cambios respecto a los ítems contenidos en ellas. La versión final de las escalas mostró tener una consistencia interna satisfactoria. En general, los resultados de este estudio indican que, a casi cuatro décadas de su creación, el instrumento revisado tiene propiedades psicométricas adecuadas si se reconfirman parcialmente sus escalas.

Indicadores: *IRSB; Instrumentalidad; Expresividad; Validez; Consistencia interna.*

ABSTRACT

The aim of the present study was to reevaluate the internal consistency and construct validity of the Bem Sex Role Inventory. The participants in the study were 766 undergraduate students (375 men and 391 women), ages 18 to 34. The students were divided in two independent samples. In the first one, on the basis of a confirmatory factor analysis the internal and probed consistency of the structure of two scales proposed by Bem was analyzed; however, the model proved to be inappropriate for this investigation. Thus, the factor structure of the instrument's original version was examined: the items used were submitted to an exploratory factor analysis. Nevertheless, the best structure turned out to be the two scales mentioned above, but with some changes made to the items. The scales final version showed to have a satisfactory internal consistency and the study's outcomes supported that the BSRI, almost four decades after its creation, has suitable psychometric properties provided some of its scales are partially modified.

Keywords: *BSRI; Instrumentality; Expressivity; Validity; Reliability.*

¹ Esta investigación forma parte de la tesis doctoral de la primera autora, quien agradece al CONACyT la beca 223197. Además, estuvo parcialmente financiada a través de los fondos otorgados a la Dra. Georgina Álvarez (DGPA-UNAM-PA-PIIT-IN305912) y a la Dra. Consuelo Escoto (UAEM 3388/2013ESP).

² Centro Universitario Ecatepec, Universidad Autónoma del Estado de México, José Revueltas 17, Tierra Blanca, 55020 Ecatepec de Morelos, Edo. de México, México, tel. (55)57-87-36-26, ext. 121, correos electrónicos: lebosquesb@uaemex.mx y cescotop@uaemex.mx.

³ División de Investigación y Posgrado, Facultad de Estudios Superiores Iztacala, Universidad Nacional Autónoma de México, Avenida de Los Barrios 1, Los Reyes Iztacala, 54090 Tlalnepantla, Edo. de México, México, tel. (55)56-23-13-33 (exts. 39736 y 37), correo electrónico: alvarezr@unam.mx.

INTRODUCCIÓN

La orientación del rol de género suele definirse como el grado en que una persona adopta actitudes, intereses y comportamientos que, estereotipadamente y de manera diferencial, se asignan a hombres y mujeres. Bajo este contexto, a la masculinidad le subyacen rasgos instrumentales (Pedhazur y Tetenbaum, 1979; Spence y Helmreich, 1979), también llamados agénticos o autoorientados (Ballard-Reisch y Elton, 1992; Díaz-Loving, Rocha y Rivera, 2004), es decir, enfocados en la ejecución y el logro de metas, en tanto que la feminidad incluye rasgos expresivos (Pedhazur y Tetenbaum, 1979; Spence y Helmreich, 1979), también denominados comunales u orientados a los otros (Ballard-Reisch y Elton, 1992; Díaz-Loving, Rivera y Sánchez, 2001), de modo que se centran en la interacción socioafectiva. No obstante, si bien en términos categoriales los constructos de masculinidad y feminidad pueden apreciarse como opuestos y mutuamente excluyentes, desde hace ya prácticamente cuatro décadas que se les concibe como entidades independientes e interactuantes (Stake y Eisele, 2010). Por ende, es claro que en una persona estarán presentes rasgos tanto instrumentales como expresivos, lo cual define su orientación del rol de género.

El Inventario de Roles Sexuales de Bem (IRSB) (Bem, 1974) es uno de los instrumentos más utilizados en el mundo para evaluar el grado de adhesión de las personas a los roles estereotipados de género, es decir, la orientación de este rol. La versión original del IRSB consta de 60 ítems agrupados en tres escalas: masculinidad, feminidad y deseabilidad social (o neutral), con veinte reactivos cada una. La primera incluye rasgos instrumentales tipificados como propios a la masculinidad (e.g., seguro, independiente, agresivo); la segunda, rasgos expresivos inherentes a la feminidad (e.g., complaciente, afectuoso, comprensivo), y la tercera, rasgos considerados neutrales ya que su propósito esencial era prevenir la tendencia de la respuesta, de modo que diez de sus ítems refieren a atributos que socialmente se consideran deseables (e.g., adaptable, honesto, formal) y los diez restantes a otros no deseables (e.g., ineficiente, dramático, celoso). En estudiantes universitarios estadounidenses, Bem fundamentó no solo la

consistencia interna de sus dos escalas principales: masculinidad ($\alpha = .86$) y feminidad ($\alpha = .80$), sino también su independencia (varones: $r = .11$; mujeres: $r = -.14$).

Desde entonces, el IRSB ha sido objeto de múltiples evaluaciones en cuanto a sus propiedades psicométricas en diversas partes del mundo. Así, desde la publicación del inventario y hasta 1999, Choi y Fuqua (2003) identificaron 34 artículos al respecto, aunque únicamente 23 examinaron su estructura factorial. La revisión realizada para el presente estudio, la cual comprendió desde 2002 y hasta junio de 2012, dio lugar a la identificación de veinte artículos, pero en solo once de ellos se analizó tal estructura. Además, del total de artículos ubicados, tan solo dos dan cuenta del trabajo hecho en población latinoamericana; uno en Argentina (Vega y Ruiz, 2007), centrado en analizar la validez de su sistema de clasificación tipológica, y el otro en Brasil (Hernández, 2009), dirigido a explorar la estructura factorial de una versión adaptada y readaptada del instrumento, la cual, no obstante, terminó siendo muy distinta de la versión original. En México, se cuenta con dos traducciones y adaptaciones. La primera fue hecha por Lara y Navarro (1986), quienes exploraron la estructura factorial del IRSB con base en el método de componentes principales y rotación varimax (ortogonal), derivando cuatro factores que agruparon 55 ítems y explicaron 35.5% de la varianza total. La segunda es de la autoría de Acuña, Bruner y Ávila (1994), quienes realizaron esa operación a través de un análisis factorial exploratorio (AFE), con ejes principales como método de extracción y rotación varimax, lo que también derivó en cuatro factores que agruparon 35 ítems y explicaron 66.8% de la varianza. Así, a casi cuatro décadas de la creación del IRSB, el propósito del presente estudio fue reexaminar la consistencia interna y la estructura factorial del Inventario de Roles Sexuales de Bem.

MÉTODO

Participantes

Se trabajó con dos muestras independientes no probabilísticas de estudiantes universitarios. La primera estuvo conformada por 457 participantes de entre 18 y 34 años de edad, 230 de los cuales fueron varones con una media de edad de 20.93

(D.E. = 2.79) y 227 mujeres con una edad promedio de 20.45 (D.E. = 2.58), sin que se identificara una diferencia significativa en esta variable ($t = 1.89, p = 0.06$). La segunda muestra incluyó a 309 estudiantes de 18 a 32 años de edad, 164 de las cuales fueron mujeres, con una edad promedio de 20.42 (D.E. = 2.28) y 145 varones con una edad promedio de 20.96 (D.E. = 2.63); tampoco se encontró que estos grupos difirieran en la edad ($t = 1.70, p = 0.09$). Todos ellos fueron estudiantes de dos instituciones educativas públicas ubicadas en la zona metropolitana de la Ciudad de México e inscritos en trece distintas carreras profesionales.

Instrumento

Inventario de Roles Sexuales de Bem (IRSB). Este es un instrumento diseñado por Sandra Bem (1974) para evaluar la adhesión de una persona a las características estereotipadas de feminidad y masculinidad. Los 60 ítems del instrumento se evalúan conforme a una escala tipo Likert de siete puntos.

Procedimiento

Se solicitó a cada una de las instituciones educativas el acceso a sus instalaciones para realizar el levantamiento de datos. Posteriormente, previa aceptación y firma de un formato de consentimiento informado, se realizó la aplicación grupal del instrumento a razón de 15 a 20 participantes por grupo.

Análisis de datos

La consistencia interna se estimó con el coeficiente alfa de Cronbach (α), y la validez de constructo mediante AFE empleando el método de ejes principales y la rotación promax. Ambos análisis se llevaron a cabo con el SPSS, versión 16, mientras que los análisis factoriales confirmatorios (AFC) se realizaron empleando el Structural Equation Program (EQS) para Windows, versión 6.1, específicamente el método de máxima verosimilitud. El ajuste de los modelos se valoró tomando en cuenta los indicadores siguientes: Chi-cuadrada (χ^2), χ^2 normada; índice de ajuste no normado (NNFI), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de ajuste incremental (IFI),

índice de bondad de ajuste (GFI), residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR) y error de aproximación cuadrático medio (RMSEA). Con base en lo señalado en la literatura, para denotar un adecuado ajuste del modelo el valor de la χ^2 normada debe ubicarse entre 1.00 y 2.00 (Tabachnick y Fidell, 2001); los obtenidos para NNFI, CFI, IFI y GFI deben ser mayores a .90; el de SRMR no debe ser mayor a .05 y el de RMSEA a .08; finalmente, el límite superior del intervalo de confianza de este no debe ser mayor a .10 (Bentler, 2004; Kline, 2005; Mulaik, 2009).

RESULTADOS

Revisión de la consistencia interna y la estructura factorial original

Este procedimiento se realizó con la primera muestra independiente ($N = 457$). En cuanto a la correlación ítem-total (r de Pearson) de la escala feminidad, los coeficientes fluctuaron entre .19 (*infantil*) y .72 (*tierno*), mientras que los de masculinidad se ubicaron entre .33 (*individualista*) y .68 (*capacidad de liderazgo*). Los coeficientes de consistencia interna de las escalas fueron, a saber: feminidad ($\alpha = .79$ en mujeres y .81 en varones) y masculinidad ($\alpha = .85$ en mujeres y .82 en varones), en tanto que la correlación entre escalas fue $r = .07$ ($p = .32$) en mujeres y .31 ($p = .0001$) en varones. Posteriormente, para examinar la estructura original propuesta por Bem (1974), considerando las escalas feminidad y masculinidad, se procesó un AFC. El modelo inicial no mostró ajuste adecuado ($\chi^2 = 2306.79, gl = 730, p < .0001$), con índices de bondad de ajuste deficientes: χ^2 normada = 3.16; NNFI = .72; CFI = .74; IFI = .74; GFI = .77; SRMR = .09 y RMSEA = .07 (.05-.07). De acuerdo con lo sugerido por la prueba de Wald, se eliminaron cuatro ítems de la escala de feminidad (*tímido, infantil, procuro no decir groserías e influenciable*). Con ello mejoró sustancialmente el ajuste del modelo, pero siguió siendo pobre ($\chi^2 = 1589.24, gl = 578, p < .0001$), con χ^2 normada = 2.75, NNFI = .81, CFI = .83, IFI = .83, GFI = .82, SRMR = .08 y RMSEA = .06 (.06-.07). Adicionalmente, la consistencia interna de la escala de feminidad mejoró tanto en las mujeres ($\alpha = .84$) como en los varones ($\alpha = .85$).

Exploración de la estructura factorial —

Atendiendo a lo sugerido en cuanto a que los cambios sociales han producido una definición de género de ítems que antes podían considerarse neutrales (Auster y Ohm, 2000; Hoffman y Borders, 2001), se procedió a explorar la estructura factorial del IRSB. Para ello, se optó por retomar los sesenta ítems totales, incluyendo los correspondientes a la escala neutral. Previo a procesar el AFE, se analizó la matriz de correlaciones interítems. El mayor coeficiente ($r = -.87$) se registró entre el ítem 20 (*femenino*) y el 40 (*masculino*), siendo el siguiente de .70; en tanto, el índice de Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) fue sustancialmente mayor (.86) al mínimo (.60) sugerido por Tabachnick y Fidell (2001), siendo significativa la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 11035.60$, $gl = 1770$, $p < .0001$). Inicialmente, el AFE arrojó 16 factores con valores propios mayores a la unidad, mismos que explicaron 62.84% de la varianza total; aplicando el criterio de carga factorial mínima de .40, fueron 52 los ítems agrupados; no obstante, solo doce factores conjuntaron al menos tres ítems, con un importante punto de inflexión entre los valores propios de los primeros cuatro factores (7.03, 6.70, 6.19 y 5.96) y los restantes, cuyo valor más alto fue 5.00. Por tanto, se optó por replicar el AFE, pero forzando la estructura a cuatro factores. Estos explicaron 36.99% de la varianza y agruparon 47 ítems (Tabla 1), mientras que de los trece restantes seis correspondían a la escala neutral (*concienzudo*, *impredicable*, *reservado*, *desorganizado*, *sutil* y *conservador*), cinco a la de feminidad (*tímido*, *sensible a los halagos*, *de voz suave*, *procuro no decir groserías* y *me gradan los niños*) y dos a la de masculinidad (*defiendo mis creencias* e *individualista*). Si bien los cuatro factores agruparon al menos tres ítems, la inflexión entre los valores propios del segundo y el tercer factor incrementó sustancialmente (7.13 y 3.49, respectivamente); además, en este último se agruparon ítems que denotan atributos eminentemente “negativos” o socialmente indeseables (e.g., *voluble*, *dramático*, *celoso*), en tanto que en el cuarto factor únicamente confluyeron tres reactivos, incluidos aquellos dos con extrema intercorrelación: *masculino* y *femenino*. Por tanto, se optó por conservar únicamente los dos

primeros factores, mismos que explicaron 25.76% de la varianza; pero para definir los ítems a retener, además del criterio ya mencionado de carga factorial $\geq .40$, se consideró que cuando simultáneamente un reactivo tuviera una carga de $\geq .32$ en el otro factor, la diferencia entre cargas debía ser de $\geq .25$, esto para garantizar la especificidad del ítem. Respetando la nomenclatura propuesta por Bem (1974), la escala de masculinidad quedó conformada por catorce ítems; mientras que la de feminidad por quince, de los cuales cuatro estaban ubicados originalmente en la escala neutral (*servicial*, *agradable*, *amistoso* y *adaptable*).

Comprobación de la estructura factorial—

Para examinar la estructura del IRSB con las escalas derivadas en esta investigación, se procesó el AFC con base a la segunda muestra independiente ($N = 309$). Si bien nuevamente el modelo no mostró un ajuste óptimo ($\chi^2 = 735.78$, $gl = 362$, $p < .0001$), los índices de bondad mejoraron sustancialmente: χ^2 normada = 2.03; NNFI = .84; CFI = .86; IFI = .86; GFI = .83; SRMR = .08 y RMSEA = .06 (.06-.08). Posteriormente, de acuerdo con lo sugerido por la prueba de Wald, se eliminó el ítem *adaptable* de la escala de feminidad, con lo que el ajuste del modelo mejoró ($\chi^2 = 680.42$, $gl = 337$, $p < .0001$) con los índices de bondad de ajuste siguientes: χ^2 normada = 2.02; NNFI = .85; CFI = .87; IFI = .87; GFI = .84; SRMR = .07 y RMSEA = .06 (.06-.07); por tanto, se decidió retener esta estructura (Tabla 2). No obstante, cabe mencionar que aunque el parámetro estimado del ítem 12 (escala de masculinidad) fue sustancialmente menor con relación a los demás, resultó con un peso significativo y su eliminación no contribuyó en la mejora del ajuste del modelo, por lo que se decidió conservarlo. De esta forma, la correlación entre escalas fue $r = .32$ ($p = .0001$) en las mujeres y $r = .23$ en los varones ($p = .013$). Los coeficientes de correlación ítem-total de la escala de feminidad fluctuaron entre $r = .49$ (*complaciente*) y $.77$ (*tierno*), mientras que en la escala masculinidad se ubicaron entre $.50$ (*analítico*) y $.72$ (*capacidad de liderazgo*). Finalmente, los coeficientes alfa de Cronbach fueron los siguientes: feminidad ($\alpha = .84$ en mujeres y $.90$ en varones) y masculinidad ($\alpha = .86$ en mujeres y $.82$ en varones).

Tabla 1. Análisis factorial exploratorio forzando la estructura a cuatro factores (N = 457).

Contenido de los ítems	Factores			
	1	2	3	4
1. Seguro de mí mismo (M)		.60	-.36	
2. Complaciente (F)	.44			
3. Servicial (N)	.52			
4. Defiendo mis creencias (M)		.34		
5. Alegre (F)	.47			
6. Voluble (N)			.47	
7. Independiente (M)		.46		
8. Tímido (F)				
9. Conciencioso o hago las cosas a conciencia (N)				
10. Atlético (M)				.46
11. Afectuoso (F)	.70			
12. Dramático o exagerado (N)			.58	
13. Me atrevo a decir lo que pienso (M)		.60		
14. Sensible a los halagos o fácil de halagar (F)	.38			
15. Feliz (N)	.50	.33		
16. De personalidad fuerte (M)		.62		
17. Leal (F)	.36	.41		
18. Impredecible (N)		.34		
19. Vigoroso o activo (M)		.55		
20. Femenino (F)				-.84
21. Confiable (N)	.47	.38		
22. Analítico (M)		.46		
23. Empático o capaz de "ponerme en la situación del otro" (F)	.50			
24. Celoso (N)			.54	
25. Con capacidad de liderazgo (M)		.68		
26. Sensible a las necesidades de los demás (F)	.51			
27. Honesto (N)	.38	.43		
28. Dispuesto a arriesgarme (M)	.33	.51		
29. Comprensivo (F)	.64			
30. Reservado (N)				
Contenido de los ítems	1	2	3	4
31. Tomo decisiones fácilmente (M)		.42		
32. Compasivo (F)	.52			
33. Sincero (N)	.41	.44		
34. Autosuficiente (M)	.36	.62		
35. Dispuesto a consolar a los demás (F)	.63			
36. Arrogante (N)			.49	
37. Dominante (M)		.47		
38. De voz suave (F)				
39. Agradable o simpático (N)	.56			
40. Masculino (M)				.89
41. Cariñoso (F)	.73			
42. Formal (N)	.47	.36		
43. Defiendo mi punto de vista (M)		.66		

Continúa...

...continuación

Contenido de los ítems	Factores			
	1	2	3	4
44. Tierno (F)	.73			
45. Amistoso (N)	.68			
46. Agresivo (M)			.54	
47. Influyente (F)			.45	
48. Ineficiente (N)			.41	
49. Actúo como líder (M)		.57		
50. Infantil (F)			.47	
51. Adaptable (N)	.42			
52. Individualista (M)			.32	
53. Procuero no decir groserías (F)				
54. Desorganizado (N)			.39	
55. Competitivo (M)		.56		
56. Me agradan los niños (F)	.37			
57. Sutil o diplomático (N)	.35	.35		
58. Ambicioso (M)		.43		
59. Gentil o bondadoso (F)	.72			
60. Conservador (N)	.34			
Valor propio	8.05	7.13	3.49	2.43
Varianza explicada (%)	15.57	7.61	5.15	3.28

Nota. Solo se expresan las cargas factoriales $\geq .32$. Con negritas, los ítems retenidos en cada factor. Entre paréntesis se precisa la agrupación de los ítems de acuerdo a las escalas originales del IRSB (M = masculinidad, F = feminidad, N = neutral).

Tabla 2. Parámetros estimados para la versión breve propuesta del IRSB.

Contenido de los ítems	Escalas	
	Feminidad/ Expresividad	Masculinidad/ Instrumentalidad
2. Complaciente	.39	
3. Servicial	.55	
5. Alegre	.50	
11. Afectuoso	.73	
23. Empático o capaz de “ponerme en la situación del otro”	.39	
26. Sensible a las necesidades de los demás	.47	
29. Comprensivo	.58	
32. Compasivo	.42	
35. Dispuesto a consolar a los demás	.66	
39. Agradable o simpático	.47	
41. Cariñoso	.81	
44. Tierno	.83	
45. Amistoso	.68	
59. Gentil o bondadoso	.60	
1. Seguro de mí mismo		.54
7. Independiente		.42
13. Me atrevo a decir lo que pienso		.68

Continúa...

...continuación

Contenido de los ítems	Escala	
	Feminidad/ Expresividad	Masculinidad/ Instrumentalidad
16. De personalidad fuerte		.48
19. Vigoroso o activo		.52
22. Analítico		.47
25. Con capacidad de liderazgo		.54
31. Tomo decisiones fácilmente		.54
34. Autosuficiente		.53
37. Dominante		.36
43. Defiendo mi punto vista		.71
49. Actúo como líder		.47
55. Competitivo		.52
58. Ambicioso		.12

Nota. La numeración de los ítems corresponde a la de la versión original de Bem (1974).

DISCUSIÓN

En cuanto a las escalas originales propuestas por Bem (1974), contrariamente a lo reportado por dicha autora, en el presente estudio se encontró que la correlación entre las escalas de feminidad y masculinidad en los varones fue significativa; sin embargo, es importante señalar que Wong, McCreary y Duff (1990) ya habían documentado esto mismo en ambos sexos. Por otra parte, la consistencia interna de las escalas fue satisfactoria, con coeficientes equiparables a los documentados en la literatura, los que para feminidad van de $\alpha = .63$ (Coello y Fernández, 2011) a $.86$ (Ballard-Reisch y Elton, 1992), con promedio de $.77$; para masculinidad, van desde $\alpha = .71$ (Coello y Fernández, 2011) hasta $.86$ (Bem, 1974; Moreland, Gulanick, Montague y Harren, 1978), con promedio de $.80$. Pese a ello, aquí resultó notable el desbalance entre los coeficientes obtenidos por las mujeres en ambas escalas ($.79$ y $.85$, respectivamente), lo que dio un primer indicio de que la escala de feminidad mostraba una menor estabilidad, mismo que se confirmó al momento de probar la estructura del IRSB y encontrar un ajuste deficiente del modelo, razón por la que resultó –al menos inicialmente– que cuatro ítems de esta escala (*tímido, influenciable, infantil y procuro no decir groserías*) tenían un comportamiento disruptivo respecto de los 16 restantes, algo ya notado –con relación a los últimos tres– por Vega y Ruiz (2007) en mujeres y varones

adolescentes argentinos. Por tanto, al eliminarlos de la escala no solo aumentó su consistencia interna en las mujeres, sino que además el ajuste del modelo mejoró sustancialmente, aunque sin llegar a ser adecuado.

Estos resultados, aunados a la premisa de que los cambios culturales trastocan los estereotipos de género y, consecuentemente, la adhesión a ellos por parte de hombres y mujeres (Cala y Barberá, 2009; Diekman y Eagly, 2000; Holt y Ellis, 1998; Twenge, 1997, 2009), dieron lugar a la premisa de que ciertos rasgos que hace cuarenta años podían considerarse inherentes al hecho de “ser hombre” o “ser mujer”, actualmente ya no sean inequívocamente percibidos así; aún más, que algunas características antes consideradas neutras hoy ya no lo sean. Lo anterior llevó a que los datos se sometieran a un análisis factorial exploratorio; sin embargo, la derivación de la estructura final no fue directa, sino que supuso una secuencia que condujo de doce factores iniciales a una posterior reducción a cuatro, hasta llegar a la de dos escalas (feminidad y masculinidad), ruta que ilustró algunos aspectos a tener en cuenta:

1. Si bien se confirma que la versión original del IRSB con 60 ítems responde a una abrumadora multidimensionalidad (Choi y Fuqua, 2003), le subyacen dos factores principales que coinciden con los preceptos básicos de la teoría de género: la feminidad/expresividad y la masculinidad/instrumentalidad, mismos que explicaron la cuarta parte de la varianza total.

2. En general, resulta evidente una mayor estabilidad de la escala de masculinidad, quedando conformada con base en catorce de los veinte ítems originales; de estos, once (*seguro de mí mismo, independiente, me atrevo a decir lo que pienso, de personalidad fuerte, vigoroso, con capacidad de liderazgo, autosuficiente, dominante, defendiendo mi punto de vista, actuó como líder y competitivo*), aunque con ciertas variaciones, coinciden con los agrupados en estudios previos (Acuña et al., 1994; Ballard-Reisch y Elton, 1992; Bem, 1981; Campbell, Gillaspay y Thompson, 1997; Colley, Mulhern, Maltby y Wood, 2009; Holt y Ellis, 1998; Zhang, Norvilitis y Jin, 2001); no obstante, aquí dos ítems mostraron ya no ser relevantes para el constructo (*agresivo y dispuesto a arriesgarme*). De igual modo, resulta importante señalar que la estabilidad de la escala aquí observada no coincide con lo reportado en otros estudios (Brems y Johnson, 1990; Choi y Fuqua, 2003; Gruber y Powers, 1982; Lara y Navarro, 1986; Maznah y Choo, 1986), en los que los veinte ítems de la escala original, o bien los diez que conforman la versión corta propuesta por Bem (1981), han tendido a agruparse en dos factores (Choi, Fuqua y Newman, 2009).

3. La relativa inestabilidad que denotó la escala de feminidad ya había sido señalada previamente por otros autores (Acuña et al., 1994; Ballard-Reisch y Elton, 1992; Lara y Navarro, 1986; Moreland et al., 1978; Pedhazur y Tetenbaum, 1979), quienes también encontraron que ítems de los considerados neutros se agruparon en esta escala, los cuales, con una mínima variación entre los estudios, coinciden con los aquí retenidos (*servicial, agradable y amistoso*). No obstante, al igual que en el caso de la escala de masculinidad, la de feminidad aquí derivada muestra un eje básico que coincide con la conformación propuesta en la mayoría de los estudios existentes (Ballard-Reisch y Elton, 1992; Bem, 1981; Brems y Johnson, 1990; Campbell et al., 1997; Choi y Fuqua, 2003; Holt y Ellis, 1998; Lara y Arias, 1986; Maznah y Choo, 1986; Moreland et al. 1978; Özkan y Lajunen, 2005; Thompson y Melancon, 1986; Zhang et al., 2001), esto con base en nueve de los ítems agrupados (*afectivo, empático, sensible a las necesidades de los demás,*

comprensivo, compasivo, dispuesto a consolar a los demás, cariñoso, tierno y gentil).

4. Al igual de lo ocurrido en estudios como los indicados (Acuña et al., 1994; Lara y Arias, 1986), aquí emergió un tercer factor con rasgos que, más allá de la tipificación por rol de género, parecieron agruparse con base en su indeseabilidad; tal fue el caso de dos ítems que en la versión original correspondían a la escala de feminidad (*influenciable e infantil*) y uno que se ubicaba en la de masculinidad (*agresivo*); respecto a este último rasgo, algunos estudios realizados con población no anglosajona ya lo habían evidenciado (Acuña et al., 1994; Lara y Arias, 1986; Maznah y Choo, 1986; Özkan y Lajunen, 2005).

5. Asimismo, emergió un débil cuarto factor que integró los dos ítems (*masculino y femenino*), intensamente polarizados en cuanto a sus cargas factoriales, del cual ya existen evidencias de su existencia (Brems y Johnson, 1990; Choi y Fuqua, 2003; Gruber y Powers, 1982; Maznah y Choo, 1986; Moreland et al., 1978; Waters y Popovich, 1986), al cual se le ha caracterizado como un factor tipificado al sexo del participante.

Las dos escalas derivadas en el presente estudio mostraron poseer una consistencia interna satisfactoria. Al respecto, cabe señalar que si bien los coeficientes de la escala de masculinidad fueron similares a los obtenidos con la escala original, no fue así en cuanto a feminidad, cuya consistencia interna aumentó sustancialmente en los varones. Así, los coeficientes obtenidos son equiparables a los reportados para el caso de las escalas de la versión breve del IRSB (Bem, 1981), los cuales, para feminidad, van de .66 (Özkan y Lajunen, 2005) a .89 (Maznah y Choo, 1986), con promedio de .78; en el caso de masculinidad, van de .80 (Özkan y Lajunen, 2005) a .91 (Maznah y Choo, 1986), con promedio de .85. Sin embargo, es pertinente señalar que el desbalance antes mencionado entre los coeficientes de las dos escalas originales en las mujeres se invirtió, de modo que ahora fue en los varones en los que la escala de feminidad mostró una consistencia sustancialmente mayor que la de masculinidad. En lo que respecta a la correlación entre las escalas, esta fue significativa y positiva tanto en mujeres como en varones, aunque con mayor magnitud en las primeras.

Estudios previos que han analizado la asociación entre las escalas de la versión breve del IRSB han documentado coeficientes entre .27 y .48 (Colley et al., 2009; Maznah y Choo, 1986; Özkan y Lajunen, 2005), los que, en general, son mayores a los aquí encontrados. Por tanto, este resultado relativiza el presupuesto de Bem (1974) en cuanto a que la feminidad/expresividad y la masculinidad/instrumentalidad sean entidades independientes e interactuantes al mismo tiempo, en el sentido de que el cúmulo de evidencias sustenta empíricamente que en las autodescripciones de mujeres y varones las puntuaciones entre las dos escalas se asocian de un modo significativo, lo que fundamenta precisamente su carácter interactivo.

Finalmente, en lo que refiere a la comprobación de la estructura del IRSB con la reconfiguración de escalas propuesta, se encuentra que, aunque el modelo tampoco mostró un ajuste óptimo, de los cuatro modelos evaluados fue el que reportó los mejores indicadores. En comparación con los resultados de ciertos estudios en los que se ha examinado, también con base en análisis factoriales confirmatorios, la estructura de dos escalas de la versión larga del IRSB (Blanchard-Fields, Suhrer-Roussel y Hertzog, 1994) o de su versión corta (Campbell et al., 1997; Colley et al., 2009; Marsh y Myers, 1986), la reconfiguración de escalas aquí propuesta resulta en un sustancial mejor ajuste del modelo; incluso, con relación a los modelos probados con base en estructuras de cuatro escalas (Colley et al., 2009; Blanchard-Fields et al., 1994).

Recapitulando, sobre la base de la conformación final de las escalas del IRSB, se encuentra que, en relación a los rasgos inherentes a la masculinidad/expresividad, mostraron permanecer vigentes los siguientes: seguro de sí mismo, independiente, personalidad fuerte, vigoroso, analítico, autosuficiente, dominante, competitivo, ambicioso y liderazgo, así como capacidad para decir lo que se piensa, defender sus puntos de vista y toma de decisiones. Por el contrario, otros rasgos no mostraron su vigencia, como fueron, a saber: agresivo, individualista y dispuesto a tomar riesgos. Pese a ello, es necesario puntualizar que, en el caso de los primeros dos rasgos, la tendencia de la respuesta fue considerarlos como socialmente no deseables; mientras que en el caso del último, dicha tendencia

mostró una indefinición en cuanto a su agrupamiento en una de las dos escalas.

En lo que respecta a la feminidad/expresividad mostraron estar vigentes los siguientes rasgos: complaciente, alegre, afectuoso, empático, sensible a las necesidades de los demás, comprensivo, compasivo, dispuesto a consolar a los demás, cariñoso, tierno y gentil; no así rasgos como tímido, de voz suave, procurar no decir groserías, sensible a los halagos, agrado por los niños, influenciado, infantil y leal. Pero es importante señalar que los tres primeros rasgos no se agruparon en ningún factor; los dos siguientes lo hicieron en la escala, pero no tuvieron la carga factorial mínima requerida; en el caso de los rasgos sexto y séptimo, la tendencia de la respuesta fue a considerarlos socialmente no deseables, mientras que la tendencia del último rasgo mostró una indefinición en cuanto a su agrupamiento en una de las dos escalas. Por el contrario, cuatro rasgos predichos como neutrales (servicial, agradable, amigable y adaptable) pasaron a considerarse como inherentes a la feminidad.

Los anteriores resultados constatan dos supuestos esenciales. Por un lado, que los roles estereotipados de género están sujetos a ciertos cambios en el tiempo, evidentemente producto de que la percepción de los hombres y las mujeres respecto a qué es inherente a la feminidad y qué a la masculinidad también ha cambiado, de modo que rasgos que en algún momento pudieron considerarse esenciales en la definición de dichos estereotipos actualmente ya no lo son, y viceversa, así como que algunos anteriormente considerados neutrales han pasado a ser esenciales en la definición de los roles estereotipados de género. Por otro lado, que pese a dichos cambios, la estructura conceptual que subyace a dichos roles sigue vigente, de modo que la tendencia de respuesta de hombres y mujeres a describirse a partir de ciertos rasgos sigue arrojando que estos se agrupan bajo dos ejes: el de la instrumentalidad y el de la expresividad, estructura que, en lo general, muestra estabilidad a través del tiempo, de los cambios socioculturales y de las diferencias transculturales.

En resumen, el presente estudio fundamenta la pertinencia de reformular el IRSB en una versión breve de 28 ítems agrupados en la estructura

presupuesta de dos escalas: feminidad/expresividad y masculinidad/instrumentalidad, la cual mostró poseer una adecuada consistencia interna y validez de su estructura factorial. Por ende, se puede concluir que, a casi cuatro décadas de la creación del IRSB, la estructura general de este instrumento sigue mostrando ser vigente como una herramienta válida y confiable para la evaluación de la orientación de género, en términos de la medición del grado de adhesión de una persona a los rasgos estereotipados de la

feminidad/expresividad y de la masculinidad/instrumentalidad.

Aun así, es necesario señalar que una de las principales limitaciones del presente estudio radica en haberse circunscrito a una población constituida exclusivamente por estudiantes universitarios; si bien lo anterior permitió obtener datos comparables a los generados en estudios previos, será necesario confirmar la adecuación de la estructura del IRSB aquí propuesta, no únicamente en una población representativa sino también en otros grupos de edad.

REFERENCIAS

- Acuña, L., Bruner, C. y Ávila, R. (1994). Estructura factorial del Inventario de Roles Sexuales de Bem en México. *Revista Interamericana de Psicología*, 28(2), 155-168.
- 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(7/8), 499-528.
- Ballard-Reisch, D. y Elton, M. (1992). Gender orientation and the Bem Sex Role Inventory: A psychological construct revisited. *Sex Roles*, 27(5/6), 291-306.
- Bem, S.L. (1974). The measurement of psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42(2), 155-162.
- Bem, S.L. (1981). *A manual for the Bem Sex Role Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Bentler, P.M. (2004). *EQS 6 structural equation program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Blanchard-Fields, F., Suhrer-Roussel, L. y Hertzog, C. (1994). A confirmatory factor analysis of the Bem Sex Role Inventory: Old questions, new answers. *Sex Roles*, 30(5/6), 423-457.
- Brems, C. y Johnson, M.E. (1990). Reexamination of the Bem Sex Role Inventory: The interpersonal BSRI. *Journal of Personality Assessment*, 55(3/4), 484-498.
- Cala, M.J. y Barberá, E. (2009). Evolución de la perspectiva de género en psicología. *Revista Mexicana de Psicología*, 26(1), 91-101.
- Campbell, T., Gillaspay, J.A. y Thompson, B. (1997). The factor structure of the Bem Sex Role Inventory (BSRI): Confirmatory analysis of long and short forms. *Educational and Psychological Measurement*, 57, 118-124.
- Choi, N. y Fuqua, D.R. (2003). The structure of the Bem Sex Role Inventory: A summary report of 23 validation studies. *Educational and Psychological Measurement*, 63(5), 872-887.
- Choi, N., Fuqua, D.R. y Newman, J.L. (2009). Exploratory and confirmatory studies of the structure of the Bem Sex Role Inventory short form with two divergent samples. *Educational and Psychological Measurement*, 69(4), 696-705.
- Coello M., T. y Fernández, J. (2011). Actitudes hacia las mujeres de los esquemáticos frente a los no esquemáticos de género. *Psicothema*, 23(2), 180-188.
- Colley, A., Mulhern, G., Maltby, J. y Wood, A.M. (2009). The short form BSRI: Instrumentality, expressiveness and gender associations among a United Kingdom sample. *Personality and Individual Differences*, 46, 384-387.
- Díaz-Loving, R., Rivera, S. y Sánchez, R. (2001). Rasgos instrumentales (masculinos) y expresivos (femeninos), normativos (típicos e ideales) en México. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 33(2), 131-139.
- Díaz-Loving, R., Rocha, T.E. y Rivera, S. (2004). Elaboración, validación y estandarización de un inventario para evaluar las dimensiones atributivas de instrumentalidad y expresividad. *Revista Interamericana de Psicología*, 38(2), 263-276.

- Diekman, A.B. y Eagly, A.H. (2000). Stereotypes as dynamic constructs: Women and men of the past, present, and future. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 25, 1171-1188.
- Gruber, K.J. y Powers, W.A. (1982). Factor and discriminant analysis of the Bem Sex-Role Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 46(3), 284-291.
- Hernández J., A.E. (2009). Reevaluating the Bem Sex-Role Inventory. *Peer Reviewed Journal*, 26(1), 73-83.
- Hoffman, R.M. y Borders, D.A. (2001). Twenty-five years after the Bem Sex-Role Inventory: A reassessment and new issues regarding classification variability. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 39-55.
- Holt, C.L. y Ellis, J.B. (1998). Assessing the current validity of the Bem Sex-Role Inventory. *Sex Roles*, 39(11/12), 929-941.
- Kline, R.B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Lara C., M.A. y Navarro A., R. (1986). Positive and negative factors in the measurement of sex roles: Findings from a Mexican sample. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 8(2), 143-155.
- Marsh, H.W. y Myers, M. (1986). Masculinity, femininity, and androgyny: A methodological and theoretical critique. *Sex Roles*, 14(7/8), 397-430.
- Maznah, I. y Choo, P.F. (1986). The factor structure of the Bem Sex-Role Inventory (BSRI). *International Journal of Psychology*, 21, 31-41.
- Moreland, J.R., Gulanick, N., Montague, E.K. y Harren, V.A. (1978). Some psychometric properties of the Bem Sex-Role Inventory. *Applied Psychological Measurement*, 2, 249-256.
- Mulaik, S.A. (2009). *Linear causal modeling with structural equations*. New York: CRC Press.
- Özkan, T. y Lajunen, T. (2005). Masculinity, femininity, and the Bem Sex Role Inventory in Turkey. *Sex Roles*, 52(1/2), 103-110.
- Pedhazur, E.J. y Tetenbaum, T.J. (1979). Bem Sex-Role Inventory: A theoretical and methodological critique. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(6), 996-1016.
- Spence, J.T. y Helmreich, R.L. (1979). On assessing "androgyny". *Sex Roles*, 5(6), 721-738.
- Stake, J.E. y Eisele, H. (2010). Gender and personality. En J. C. Chrisler y D. R. McCreary (Eds.): *Handbook of gender research in psychology: Gender research in social and applied psychology* (pp. 19-40). New York: Springer.
- Tabachnick, B. y Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics*. New York: Allyn & Bacon.
- Thompson, B. y Melancon, J.G. (1986). Factor structure of the Bem Sex Role Inventory. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 19, 77-83.
- Twenge, J.M. (1997). Changes in masculine and feminine traits over time: A meta-analysis. *Sex Roles*, 36(5/6), 305-325.
- Twenge, J.M. (2009). Status and gender: The paradox of progress in an age of narcissism. *Sex Roles*, 61, 338-340.
- Vega V., C. y Ruiz J., I. (2007). Adaptación argentina de un inventario para medir identidad de rol de género. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 39(3), 537-546.
- Waters, L.K. y Popovich, P.M. (1986). Factor analysis of sex-typed items from the Bem Sex Role Inventory: A multiple replication across time. *Psychological Reports*, 59, 1323-1326.
- Wong, F.Y., McCreary, D.R. y Duff, K.G. (1990). A further validation of the Bem Sex Role Inventory: A multitrait-multimethod study. *Sex Roles*, 22(3/4), 249-259.
- Zhang, J., Norvilitis, J. y Jin, S. (2001). Measuring gender orientation with the Bem Sex Role Inventory in Chinese culture. *Sex Roles*, 44(3/4), 237-251.