

Validación argentina del inventario de sexismo ambivalente

Juan Diego Vaamonde¹

Alicia Omar²

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
Universidad Nacional de Rosario, Argentina

El objetivo del presente estudio consistió en adaptar y validar el inventario de sexismo ambivalente (ASI) de Glick y Fiske para su empleo en sujetos argentinos. Con tal propósito, luego de analizar la equivalencia conceptual, semántica y operacional de la versión inglesa del instrumento, se administró una versión adaptada a una muestra de 345 argentinos (53% varones, con una edad promedio de 28.2 años), junto con las escalas de neosexismo, actitudes sociales y deseabilidad social. El análisis factorial exploratorio mostró una estructura de cuatro factores que explica 52.6% de la varianza total. El análisis factorial confirmatorio ratificó la estructura obtenida, mostrando que el modelo presenta buenos índices de ajuste. La validez del ASI quedó demostrada con base en los análisis de correlación efectuados. La confiabilidad del instrumento alcanzó niveles satisfactorios. Se discuten los resultados obtenidos y se proponen sugerencias para futuras investigaciones en el área.

Palabras clave. Inventario de sexismo ambivalente, validación argentina, adultos.

The aim of this study was to adapt and validate the ambivalent sexism inventory (ASI) by Glick and Fiske for its use with Argentinian subjects. After analyzing the conceptual, semantic and operational equivalence of the english version of the instrument, the adapted version was administered to a sample of 345 Argentinians (53% male, mean age 28.2 years), together with scales of neosexism, social attitudes and social desirability. Exploratory factor analysis showed a four-factor structure that explained 52.6% of the total variance. Confirmatory factor analysis corroborated the previous structure, showing that the model presents good fit indices. Correlation analysis demonstrated the validity of the ASI. The reliability of the inventory reached satisfactory levels. Results are discussed in light of the theory, and suggestions for future research in the area are provided.

Key words. Ambivalent sexism inventory, Argentine validation, adults.



¹ Doctorando en psicología, becario del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet), Universidad Nacional de Rosario (UNR), Argentina. email: juandvaamonde@yahoo.com.ar

² Doctora en psicología, investigadora del Conicet, UNR, Argentina. email: agraomar@yahoo.com

Introducción

Los psicólogos sociales han definido tradicionalmente el sexismo en términos de prejuicio negativo y discriminación hacia las personas en función de su género. A pesar de la amplia aceptación del concepto, éste vincula el prejuicio sexista con actitudes peyorativas y de claro rechazo hacia hombres o mujeres, desconociendo las nuevas formas de expresión más sutiles del fenómeno (Formiga y Barros da Silva Neta, 2009; Moya, 2004). Considerando esta limitación en el uso clásico del concepto, y teniendo en cuenta los estudios previos sobre racismo moderno, Glick y Fiske presentaron en 1996 su *teoría del sexismo ambivalente*, postulando la existencia simultánea de actitudes positivas y negativas dirigidas hacia hombres y mujeres. Si bien el sexismo se aplica a ambos géneros, en la actualidad esta problemática es más estudiada en relación con las mujeres debido a las desigualdades estructurales que este grupo enfrenta a nivel transcultural (Forbes, Adams-Curtis y White, 2004; Recio, Cuadrado y Ramos, 2007; Swim y Hyers, 2009).

Desde sus inicios, el sexismo fue definido como un constructo multidimensional (Glick y Fiske, 1996) integrado por dos componentes diferenciados aunque interrelacionados: el *sexismo hostil* (SH) y el *sexismo benévolo* (SB). El primero se refiere a las actitudes negativas y de franca intolerancia hacia las mujeres, basadas en estereotipos sobre su supuesta debilidad e inferioridad. Este tipo de actitudes coincide con la clásica definición de Allport (1954) sobre el prejuicio como antipatía. El segundo alude al conjunto de actitudes sexistas hacia las mujeres consideradas de forma estereotipada y limitadas a ciertos roles (madre, esposa, ama de casa),

actitudes que, no obstante, conllevan un tono afectivo positivo, suscitando comportamientos prosociales o de búsqueda de intimidad. De este modo, un individuo —hombre o mujer— que puntúa alto en ambos tipos de actitudes —hostiles y benévolas— puede ser caracterizado como sexista ambivalente (Glick *et al.*, 2000).

Para comprender globalmente este fenómeno, Glick y Fiske (1996, 2001) propusieron diferenciar tres subcomponentes tanto del SH como del SB; a saber: el *paternalismo*, la *diferenciación de género* y la *heterosexualidad*. Cada uno de estos dominios tendría un aspecto hostil y uno benévolo, que servirían para justificar las condiciones sociales y biológicas que caracterizan las relaciones entre los géneros. De este modo, el sexismo hostil estaría integrado por los siguientes subfactores.

1. **Paternalismo dominante.** La creencia de que las mujeres no son personas suficientemente competentes y, por tanto, necesitan del hombre como figura masculina superior.
2. **Diferenciación de género competitiva.** La creencia de que las mujeres como grupo son inferiores, lo que justifica el poder estructural masculino.
3. **Hostilidad heterosexual.** Componente que fusiona el sexo con el poder y expresa la creencia sobre la peligrosidad de la sexualidad femenina para ganar dominio sobre los hombres.

Por su parte, el sexismo benévolo estaría integrado por los siguientes tres subfactores.

1. **Paternalismo protector.** La visión de que los hombres deberían proteger y proveer a las mujeres, quienes dependen de ellos.

2. **Diferenciación de género complementaria.**

La creencia de que las mujeres efectivamente tienen rasgos positivos pero sólo si se ajustan a los roles de género convencionales de bajo estatus, complementarios a los del hombre.

3. **Intimididad heterosexual.** La creencia de que las relaciones románticas heterosexuales son esenciales para que hombres y mujeres alcancen la verdadera felicidad; esto implica, asimismo, que la motivación sexual del hombre puede estar asociada a un genuino deseo de intimidad psicológica con la mujer.

Como corolario de sus postulaciones teóricas, Glick y Fiske desarrollaron el inventario de sexismo ambivalente (*ambivalent sexism inventory*, ASI), el cual se ha posicionado como el único instrumento que explora la naturaleza multidimensional del sexismo. Teóricamente, el ASI debía medir las dos modalidades de este fenómeno con sus tres facetas referidas al paternalismo, la diferenciación de género y la heterosexualidad. Sin embargo, el análisis factorial efectuado con base en una muestra inicial de 2 250 mujeres y varones estadounidenses demostró la existencia de tres subfactores para el sexismo benévolo, pero no arrojó evidencia de ningún subfactor para el sexismo hostil.

Como resultado, la versión definitiva del inventario quedó integrada por 22 reactivos que exploran el SH como un factor único, y el SB a través de tres componentes (paternalismo protector, diferenciación de género complementaria e intimididad heterosexual). Los *ítems* se presentan con formato de oraciones afirmativas y los sujetos deben indicar su grado de acuerdo o desacuerdo en una escala tipo likert.

El ASI posee algunas similitudes y diferencias con respecto a escalas anteriores que miden el sexismo. En este sentido, explora actitudes tradicionales sobre las relaciones de género tal como lo hace la escala de actitudes hacia las mujeres de Spence y Helmreich (1972), mientras que, a diferencia de las escalas de sexismo moderno (Swim, Aikin, Hall y Hunter, 1995) y de neosexismo (Tougas, Brown, Beaton y Joly, 1995), aborda aspectos vinculados con la dinámica de las relaciones interpersonales. Sin embargo, la fortaleza distintiva del ASI radica en la exploración de una forma singular del sexismo, el benévolo, no considerada por los instrumentos anteriores.

Con el propósito de validar transculturalmente el ASI, Glick y sus colaboradores (2000) verificaron el modelo factorial inicial en 16 de los 19 países participantes de su estudio (Alemania, Australia, Bélgica, Botswana, Brasil, Chile, Colombia, Corea del Sur, Cuba, Estados Unidos, España, Inglaterra, Italia, Japón, Nigeria, Holanda, Portugal, Sudáfrica y Turquía). Si bien esta investigación prácticamente se limitó a **muestras de estudiantes universitarios**, aportó evidencias en el sentido de que el SH y el SB son ideologías transculturales y que el ASI es un instrumento válido para su medición, con elevados coeficientes de confiabilidad.

Comparaciones de este inventario con otras escalas de sexismo han mostrado una adecuada validez convergente para la escala de sexismo hostil, así como aceptable validez discriminante para la escala de sexismo benévolo (Glick y Fiske, 2001).

Si bien se han efectuado estudios de validación del ASI en España (Expósito, Moya y Glick, 1998); Brasil (Formiga, Gouveia y Dos Santos, 2002); Chile (Cárdenas, Lay, González, Calderón y Alegría, 2010), y México

(Cruz Torres, Zempoaltécatl Alonso y Correa Romero, 2005), hasta la fecha no se han verificado las propiedades de este instrumento con muestras argentinas. Por ende, el objetivo del presente trabajo ha consistido en adaptar, validar y explorar las propiedades psicométricas del ASI para su empleo en el contexto argentino.

Método

Para efectuar la adaptación y validación del ASI se optó por el método popularizado por Hasselmann y Reichenheim (2003), quienes sugieren realizar una equivalencia conceptual, semántica, operacional y de medición. La *equivalencia conceptual* se refiere al grado de paridad del constructo entre la cultura donde fue desarrollado y la cultura objetivo. En el presente estudio se efectuó una exhaustiva revisión bibliográfica sobre el tema “sexismo”, la que indicó que, hasta el momento, el ASI ha sido validado en más de 15 mil sujetos en diferentes países, lo que permite verificar su equivalencia conceptual a nivel transcultural (Cárdenas *et al.*, 2010; Glick *et al.*, 2000). Simultáneamente, todos los ítems fueron sometidos a una intensa revisión crítica con el propósito de determinar su adecuación al grupo objetivo.

La *equivalencia semántica* consiste en traducir el instrumento conservando el significado entre los idiomas involucrados. En nuestro caso, esta equivalencia se analizó en las siguientes cuatro etapas.

1. El inventario original se tradujo del inglés al español (argentino).
2. Expertos en inglés retradujeron los ítems.
3. Traductores de inglés compararon las dos

formas del instrumento “a ciegas” con el propósito de identificar el grado de concordancia entre el ítem original y el traducido.

4. Tomando en cuenta las apreciaciones de los especialistas, se definió la traducción final de los ítems que integrarían la versión argentina de la escala. Tal versión prototípica fue administrada a una muestra por disponibilidad de la población objetivo, integrada **ésta por 102 sujetos (58.8% varones)**, con una edad promedio de 33.4 años (DE = 12.7). Este estudio piloto tuvo como finalidad explorar la *equivalencia operacional*, referida al análisis de la adecuación semántica y sintáctica de los ítems, la claridad de las instrucciones para efectuar la tarea y el tiempo para completar el inventario. Se comprobó que los ítems fueran plenamente comprendidos, que las instrucciones estuvieran claramente indicadas y que la escala likert de 5 puntos elegida no generara dificultades.

La *equivalencia de medición* busca analizar las propiedades psicométricas de un instrumento a través del cálculo de medidas de confiabilidad y validez. Para el presente estudio se analizó la validez mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) y, posteriormente, un análisis factorial confirmatorio (AFC), a efecto de verificar la adecuación del modelo. La validez convergente se calculó mediante correlaciones bivariadas entre las dimensiones del ASI y las medidas de neosexismo, actitudes sociales y deseabilidad social.

A su vez, la validez discriminante de la dimensión del SB fue explorada mediante análisis de correlación parcial. Finalmente, la confiabilidad del instrumento se determinó por medio del cómputo de los coeficientes α de Cronbach.

Sujetos

La muestra final estuvo integrada por 345 argentinos radicados en la zona centro del país, de los cuales 130 son estudiantes y 215 son empleados de organizaciones públicas y privadas. El promedio de edad de los participantes es de 28.2 años (DE = 11.3), y 53% son varones. La antigüedad laboral media de los empleados es de 6.4 años. En cuanto al nivel educativo, 64.4% tiene formación terciaria o universitaria, y el resto completó sus estudios secundarios.

Instrumentos

Los participantes respondieron la versión adaptada del ASI, integrada por 22 ítems con formato tipo likert de 5 puntos, variando de 1 (“muy en desacuerdo”) a 5 (“muy de acuerdo”). La batería de exploración se completó con una selección de instrumentos desarrollados para medir los siguientes constructos.

Neosexismo. Se exploró mediante la adaptación española (Moya y Expósito, 2001) de la escala homónima desarrollada por Tougas *et al.* (1995). La misma consta de 11 ítems (ej. “*Las demandas de las mujeres por la igualdad entre los sexos son exageradas*”; $\alpha = 0.84$) con un formato likert de 5 puntos similar al antes mencionado. A mayor puntaje, mayores actitudes neosexistas.

Actitudes sociales. Se exploraron mediante la versión validada por Omar (2005) del inventario de actitudes sociales desarrollado por Eysenck (1996). Este instrumento está integrado por 28 oraciones afirmativas presentadas con un formato likert de 5 puntos. Mide la dimensión mentalidad dura-mentalidad tierna a

través de 18 ítems (ej. “*Los judíos son ciudadanos tan valiosos como cualquier otro grupo*”; $\alpha = 0.70$) y la dimensión conservadurismo-radicalismo a través de 10 ítems (ej. “*Nuestro trato a los criminales es demasiado severo, deberíamos tratar de curarlos y no de castigarlos*”; $\alpha = 0.75$). A mayor puntaje en cada dimensión, mayor mentalidad tierna y mayores actitudes radicalizadas, respectivamente.

Deseabilidad social. Se exploró mediante la versión validada por Omar (1988) de la escala de deseabilidad social del cuestionario de personalidad de Eysenck (EPQ, Eysenck y Eysenck, 1975). El instrumento consta de 21 ítems de opción forzada (Sí/ No), con $\alpha = 0.74$. A mayor puntaje, mayor deseabilidad social.

El protocolo de recolección de datos incluyó, además, un apartado diseñado para recabar información acerca de la edad, el género, el nivel de escolaridad y la religión de los participantes. En el caso de los trabajadores, se añadió la variable *antigüedad laboral*.

Procedimiento

La recolección de los datos se efectuó en el seno de organizaciones públicas y privadas que, luego de conocer los objetivos del estudio, aceptaron formar parte de la investigación. Los participantes respondieron los cuestionarios de manera individual o en pequeños grupos en los lugares físicos especialmente destinados por las autoridades organizacionales para tal efecto. En todos los casos se explicó el propósito del estudio y la modalidad de respuesta, asegurando el anonimato y la confidencialidad. Para participar, los sujetos firmaron un formulario de consentimiento informado.

Resultados

Equivalencia semántica del ASI

La equivalencia semántica de la versión argentina fue determinada en función de dos categorías de análisis. Por un lado, el significado referencial —vinculado con la concordancia en términos de traducción literal entre el ítem original y el ítem traducido— fue evaluado sobre una escala visual analógica en la que la equivalencia entre pares fue juzgada de 0 a 100%. En este sentido, se logró una equivalencia cercana al 100%. Por otro lado, el significado general —referido a una concordancia más amplia en términos de articulación de ideas entre el ítem original y su retraducción— fue evaluado por dos traductores en función de cuatro niveles de equivalencia: inalterado, poco alterado, bastante alterado y completamente alterado.

Ambos profesionales acordaron que la adaptación semántica del ASI alcanzó elevados niveles de concordancia traducción-retraducción. Los resultados de este último análisis se presentan en la tabla 1.

Tabla 1. Niveles de equivalencia semántica entre la versión original en inglés y la versión en español del ASI (Glick y Fiske, 2001)

Nivel de equivalencia	Traducción-retraducción (inglés-español-inglés)	
	Traductor 1	Traductor 2
Inalterado	18/22 = 82%	17/22 = 77%
Poco alterado	4/22 = 18%	5/22 = 23%
Bastante alterado	0/22 = 0%	0/22 = 0%
Completamente alterado	0/22 = 0%	0/22 = 0%

Equivalencia de medición del ASI

Los datos del ASI fueron sometidos, en primer lugar, a un análisis de componentes

principales con rotación Oblimin, ya que se consideraba la hipótesis de que los factores de la escala estuvieran correlacionados.

Para la asignación de los ítems a cada factor se utilizaron dos criterios: a) que el reactivo estuviera conceptualmente relacionado con el factor considerado, y b) que tuviera un peso factorial mayor a 0.32 en el factor correspondiente (Tabachnick y Fidell, 2007). El índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin fue de 0.88 y el test de esfericidad de Barlett = χ^2 2 621.01; DF = 231, y $p < 0.000$.

Tal como lo indicó el gráfico de sedimentación (*scree plot*), se extrajeron cuatro factores que explicaron 52.61% de la varianza total. Estas dimensiones fueron identificadas como sexismo hostil (factor 1) y los tres subcomponentes del sexismo benévolo: paternalismo protector (factor 2), diferenciación de género complementaria (factor 3) e intimidad heterosexual (factor 4). Los resultados de este análisis se presentan en la tabla 2.

A continuación se calcularon dos análisis factoriales confirmatorios (AFC) con el auxilio del software AMOS 7.0, partiendo de dos modelos *a priori* de la estructura del ASI fundamentados tanto en razones teóricas como en el análisis de componentes principales realizado. En cada uno de estos análisis se empleó el método de estimación de la máxima verosimilitud, que explora la capacidad del modelo propuesto para representar los datos de forma adecuada.

En general, los expertos recomiendan utilizar múltiples índices de ajuste (Byrne, 2010; Hoyle y Panter, 1995), por lo que en el presente estudio se calcularon los siguientes: chi-cuadrado, chi-cuadrado relativo (CMIN/DF), índice de bondad de ajuste (GFI) y su variante ajustada (AGFI), índice de ajuste

Tabla 2. Análisis de componentes principales del ASI con rotación Oblimin

Núm. y contenido del ítem		Factores			
		1	2	3	4
Sexismo hostil					
2	Con el pretexto de pedir "igualdad", muchas mujeres buscan privilegios especiales, tales como condiciones de trabajo que las favorezcan por sobre los hombres	0.57			
4	La mayoría de las mujeres interpreta conductas o comentarios bien intencionados como expresiones de discriminación en su contra	0.57			
5	Las mujeres se ofenden muy fácilmente	0.71			
7	Las mujeres feministas quieren que la mujer tenga más poder que el hombre	0.69			
10	La mayoría de las mujeres no aprecia completamente todo lo que los hombres hacen por ellas	0.68			
11	Las mujeres intentan ganar poder controlando a los hombres	0.72			
14	Las mujeres exageran los problemas que tienen en el trabajo	0.72			
15	Una vez que una mujer logra que un hombre se comprometa con ella, por lo general intenta controlarlo estrechamente	0.71			
16	Cuando las mujeres son vencidas por los hombres en una competición justa, generalmente se quejan de haber sido discriminadas	0.72			
18	Para burlarse de los hombres, muchas mujeres primero se les insinúan sexualmente y luego rechazan sus avances	0.61			
21	Las mujeres feministas están haciendo demandas irracionales a los hombres	0.65			
Sexismo benévolo: paternalismo protector					
3	En una catástrofe, las mujeres deben ser rescatadas antes que los hombres		0.66		
9	Las mujeres deben ser queridas y protegidas por los hombres		0.42		
17	Una buena mujer debería ser puesta en un pedestal por su hombre		0.57		
20	Los hombres deberían estar dispuestos a sacrificar su propio bienestar con el fin de proveer seguridad económica a las mujeres		0.32		
Sexismo benévolo: diferenciación de género complementaria					
8	Muchas mujeres se caracterizan por una pureza que pocos hombres poseen			0.72	
19	Las mujeres, en comparación con los hombres, suelen ser más sensibles frente a cuestiones morales			0.68	
22	Las mujeres, en comparación con los hombres, suelen tener un sentido más refinado de la cultura y el buen gusto			0.72	
Sexismo benévolo: intimidad heterosexual					
1	Aun cuando logre muchas cosas en la vida, un hombre nunca podrá sentirse verdaderamente completo como persona a menos que tenga el amor de una mujer				0.83
6	Las personas no pueden ser verdaderamente felices en su vida a menos que tengan pareja del sexo opuesto				0.57
12	Todo hombre debe tener una mujer a quien amar				0.79
13	El hombre está incompleto sin la mujer				0.79
Porcentaje de varianza explicada		28.21	4.65	6.41	13.34
Varianza explicada total		52.61%			
α de Cronbach		0.88	0.65	0.61	0.79
α de Cronbach total		0.87			

comparativo (CFI) y error de aproximación de la raíz cuadrada media (RMSEA).

La prueba chi-cuadrado indica el ajuste absoluto del modelo y, por lo general, se calcula junto con un chi-cuadrado relativo (CMIN/DF, dividido por los grados de libertad). Valores menores a 2 indican buen ajuste del modelo (Schumacker y Lomax, 2004). Tanto el GFI como el AGFI son índices de ajuste que oscilan entre 0 y 1, considerándose como adecuados aquellos modelos que superan 0.9 (Hoyle y Panter, 1995).

El CFI es un índice comparativo entre el modelo propuesto y un modelo base en el cual se asume que las variables observadas no están correlacionadas unas con otras. Un valor CFI de 0.9 es el mínimo requerido para aceptar el modelo (Byrne, 2010). Por último, el RMSEA, que permite evaluar la parsimonia del modelo, indica un muy buen ajuste con valores por debajo de 0.05, aunque también son considerados adecuados aquellos por debajo de 0.08 (Schumacker y Lomax, 2004).

La estructura del ASI se analizó mediante dos AFC. En el primer análisis se puso a prueba una estructura de dos factores unidimensionales (SH y SB). En el segundo se examinó un modelo bifactorial: el SH como factor unidimensional y el SB como factor de segundo orden integrado por tres componentes,

identificados como paternalismo protector, diferenciación de género complementaria e intimidad heterosexual. Tanto el primer AFC ($\chi^2_{(126)} = 107.49$; CMIN/DF = 0.85; GFI = 0.97; AGFI = 0.95; CFI = 1.00; RMSEA = 0.00), como el segundo ($\chi^2_{(156)} = 179.38$; CMIN/DF = 1.15; GFI = 0.95; AGFI = 0.93; CFI = 0.99; RMSEA = 0.02) arrojaron buenos índices de ajuste, lo que corrobora la estructura multidimensional del sexismo. Estos resultados se muestran en la tabla 3.

Con miras a analizar la validez convergente del instrumento, se calculó un análisis de correlación bivariada entre las dimensiones del sexismo (SH, SB) y los puntajes en actitudes sociales, neosexismo y deseabilidad social, considerándose, a su vez, las puntuaciones totales obtenidas en el ASI. En la tabla 4 se presentan las medias, las desviaciones típicas y las correlaciones entre tales variables.

Como se observa, las dimensiones del ASI se correlacionaron significativa y positivamente entre sí, aunque tales relaciones no son lo suficientemente importantes como para sospechar problemas de multicolinealidad. De hecho, la teoría del sexismo ambivalente anticipa esta asociación. Asimismo, las dos facetas del sexismo presentaron correlaciones significativas en las direcciones esperadas. En este sentido, el hostil se correlacionó positivamente

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste de los modelos de sexismo examinados

Modelos	χ^2	DF	CMIN/DF	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
1. SH y SB (unidimensionales)	107.49	126	0.85	0.97	0.95	1.00	0.00
2. SH y SB (segundo orden)	179.38	156	1.15	0.95	0.93	0.99	0.02

χ^2 = chi-cuadrado

DF = grados de libertad

CMIN/DF = χ^2 relativo

GFI = índice de bondad de ajuste

AGFI = variante ajustada del GFI

CFI = índice de ajuste comparativo

RMSEA = error de aproximación de la raíz cuadrada media

Tabla 4. Índices descriptivos y coeficientes de correlación entre las puntuaciones obtenidas en el ASI (SH, SB y escala total) y el resto de las variables exploradas

Variables	1	2	3	4	5	6	7
1. SH	—						
2. SB	0.36**	—					
3. Sexismo ambivalente	0.85**	0.80**	—				
4. Neosexismo	0.64**	0.32**	0.59**	—			
5. Conservador-radical	-0.36**	-0.29**	-0.40**	-0.37**	—		
6. Mentalidad dura-tierna	-0.30**	-0.11*	-0.26**	-0.21**	0.27**	—	
7. Deseabilidad social	-0.18**	ns	ns	ns	ns	0.26**	—
Media	3.19	3.11	3.15	2.52	3.29	2.78	3.85
Desviación típica	0.75	0.67	0.59	0.67	0.47	0.37	2.70

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ ns: no significativa ($p > 0.05$)

con neosexismo ($r = 0.64, p < 0.01$), y en forma negativa con radicalismo ($r = -0.36, p < 0.01$), mentalidad tierna ($r = -0.30, p < 0.01$) y deseabilidad social ($r = -0.18, p < 0.01$). Por su parte, el benévolo se asoció en términos positivos con neosexismo ($r = 0.32, p < 0.01$), y negativamente con radicalismo ($r = -0.29, p < 0.01$) y con mentalidad tierna ($r = -0.11, p < 0.05$). A su vez, los puntajes totales en el ASI se vincularon en forma positiva con neosexismo ($r = 0.59, p < 0.01$), y de manera negativa con radicalismo ($r = -0.40, p < 0.01$) y con mentalidad tierna ($r = -0.26, p < 0.01$).

En seguida se analizó la validez discriminante del instrumento mediante el cálculo de un análisis de correlación parcial, por coincidir con Glick y Fiske (2001) en el sentido de que, una vez controlada su relación con el sexismo hostil, la escala de sexismo benévolo mostraría validez discriminante respecto de otras medidas de sexismo. La correlación parcial calculada apoyó el planteamiento de los autores, ya que al controlar la influencia

del SH, la relación del SB con el neosexismo se redujo drásticamente ($r = 0.12, p = 0.02$).

Por último, la confiabilidad fue evaluada a través del cálculo de coeficientes α de Cronbach (vea la tabla 2). Se obtuvieron adecuados valores de consistencia interna para todas las dimensiones del sexismo y un coeficiente de 0.87 para la escala total.

Discusión

El presente trabajo tuvo como propósito adaptar, validar y explorar las propiedades psicométricas del ASI para su empleo en sujetos argentinos. Los resultados obtenidos indican que el inventario posee adecuadas propiedades psicométricas (consistencia interna y validez factorial), por lo que constituye un buen instrumento para medir el sexismo ambivalente en el contexto argentino.

El análisis de los componentes principales arrojó una estructura de cuatro factores que explicó 52.6% de la varianza total. En la

misma, el sexismo hostil se presentó como un factor unidimensional, y el sexismo benévolo como un factor de orden superior con tres subdimensiones: paternalismo protector, diferenciación de género complementaria e intimidación heterosexual. Tal estructura factorial coincide con validaciones del ASI realizadas en otras culturas (Cárdenas *et al.*, 2010; Cruz Torres *et al.*, 2005; Glick y Fiske, 1996; Glick *et al.*, 2000).

Si bien el SH surge como una variable unidimensional, los propios autores (Glick y Fiske, 2001) afirman que los aspectos vinculados con los subdominios hipotetizados para este tipo de sexismo se encuentran integrados en la escala desde el momento en que el paternalismo dominante se refleja en el antifeminismo y en la noción general de que las mujeres buscan poder sobre los hombres; la diferenciación de género competitiva se observa en la idea de que las mujeres no pueden sostener una verdadera competencia con los hombres, desean favores especiales y se quejan de discriminación cuando pierden en una competición justa; a su vez, la hostilidad heterosexual se encuentra en la caracterización que se hace de las mujeres como “simuladoras sexuales” y en la creencia de que buscan controlar a los hombres en las relaciones románticas heterosexuales.

La validez de constructo también fue examinada mediante un análisis factorial confirmatorio. Los resultados indicaron buenos índices de ajuste tanto para el modelo de dos factores unidimensionales (SH y SB) como para el que incluye el SB como un factor de segundo orden. Los índices correspondientes a este último modelo aportan evidencia en favor de los estudios iniciales de Glick y Fiske (1996), quienes obtuvieron una estructura factorial de iguales características. El ajuste

adecuado de ambos modelos demuestra la importancia de concebir el sexismo como un constructo multidimensional.

En cuanto a la confiabilidad del instrumento, se obtuvieron buenos índices de consistencia interna tanto para la escala total ($\alpha = 0.87$) como para cada subescala (SH: $\alpha = 0.88$; y SB: $\alpha = 0.82$).

En línea con lo anterior, los análisis de correlaciones evidenciaron validez convergente para el sexismo hostil y validez discriminante para el sexismo benévolo. En este sentido, se registró una elevada correlación entre el SH y las actitudes neosexistas, al tiempo que el SB, una vez controlado el anterior, mostró una asociación muy débil con estas actitudes. Similares resultados fueron informados por otros autores (Expósito *et al.*, 1998; Glick y Fiske, 2001; Glick *et al.*, 2000), indicando que el SB constituye una forma distintiva de sexismo no explorada anteriormente por otros instrumentos de medición.

A su vez, de acuerdo con Glick y Fiske, correlaciones positivas entre ambos sexismos, como las obtenidas en el presente estudio, sugieren que tales prejuicios funcionan a nivel cultural como ideologías complementarias, proveyendo un sistema de recompensas y castigos que justifica y mantiene la inequidad de género.

Por otra parte, las facetas del sexismo se vincularon negativamente con mentalidad tierna y radicalismo, indicando que aquellas personas con tendencias conservadoras y con “mentalidad dura” —usualmente caracterizadas como egoístas, hostiles, desconfiadas y prejuiciosas— exhibirían mayores actitudes sexistas hacia la mujer.

Como todo trabajo empírico, el presente entraña fortalezas y debilidades. Entre sus limitaciones hay que remarcar la composición

de la muestra de estudio, ya que su selección por disponibilidad impediría la generalización de los resultados a toda la población de adultos argentinos. Con el propósito de minimizar este inconveniente, se incluyeron en la muestra tanto a trabajadores como a estudiantes, lo cual distingue el presente trabajo de investigaciones previas, ejecutadas casi exclusivamente con muestras de estudiantes. Otra debilidad del estudio podría estar vinculada con el carácter autodescriptivo de los instrumentos empleados para la recolección de datos, aspecto que podría haber generado algunos sesgos derivados de la varianza del método común.

Entre las fortalezas no se puede dejar de señalar el empleo del ACF como complemento del análisis exploratorio para determinar la validez del instrumento. Este procedimiento ha permitido confirmar que el sexismo hostil y el sexismo benévolo son constructos teóricamente coherentes y aptos para operacionalizar el sexismo ambivalente. Por ende, a partir de los análisis realizados se puede concluir que aunque la teoría del sexismo ambivalente ha sido desarrollada en un contexto sociopolítico y económico distinto del argentino, es aplicable transculturalmente, y las propiedades psicométricas de la versión adaptada del ASI lo convierten en un instrumento idóneo para medir el sexismo a nivel local.

Referencias

- ALLPORT, G. W. (1954). *La naturaleza del prejuicio*. Buenos Aires: Paidós.
- BYRNE, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications and programming*, 2a. ed., Nueva York: Routledge-Taylor & Francis Group.
- CÁRDENAS, M., Lay, S. L., González, C., Calderón, C. y Alegría, I. (2010). "Inventario de sexismo ambivalente: adaptación, validación y relación con variables psicosociales." *Revista Salud y Sociedad*, 1(2), pp. 125-135.
- CRUZ Torres, C. E., Zempoaltécatl Alonso, V. y Correa Romero, F. E. (2005). "Perfiles de sexismo en la ciudad de México: validación del cuestionario de medición del sexismo ambivalente." *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 10(2), pp. 381-395.
- EXPÓSITO, F., Moya, M. y Glick, P. (1998). "Sexismo ambivalente: medición y correlatos." *Revista de Psicología Social*, 13, pp. 159-169.
- EYSENCK, H. J. (1996). "Scale of social attitudes." *Personality and Individual Differences*, 17, pp. 1234-1241.
- EYSENCK, H. J., y Eysenck S. B. G. (1975). *Manual of the Eysenck Personality Questionnaire*. Londres: Hodder and Stoughton.
- FORBES, G., Adams-Curtis, L. E. y White, K. B. (2004). "First- and second-generation measures of sexism, rape myths and related beliefs and hostility toward women." *Violence Against Women*, 10(3), pp. 236-261.
- FORMIGA, N. S. y Barros da Silva Neta, A. (2009). "Precisão preditiva das novas formas de sexismo a partir das orientações valorativas em brasileiros." *Psico*, Porto Alegre, 40(2), pp. 174-183.
- FORMIGA, N. S., Gouveia, V. V. y Dos Santos, M. N. (2002). "Inventário de sexismo ambivalente: Sua adaptação e relação com o gênero." *Psicologia em Estudo* (Maringá), 7, pp. 103-111.
- GLICK, P. y Fiske, S. T. (1996). "The ambivalent sexism inventory: differentiating hostile and benevolent sexism." *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, pp. 491-512.
- . (2001). "Ambivalent sexism." M. P. Zanna (ed.), *Advances in experimental social psychology*, San Diego: Academic Press, pp. 115-188.

- GLICK, P., Fiske, S. T., Mladinic, A., Saiz, J. L., Abrams D., Masser, B. y López López, W. (2000). "Beyond prejudice as simple antipathy: hostile and benevolent sexism across cultures." *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(5), pp. 763-775.
- HASSELMANN, M. H. y Reichenheim, M. E. (2003). "Cross-cultural adaptation of the Portuguese version of the conflict tactics scales form R used to assess marital violence: semantic and measurement equivalence." *Cadernos de Saúde Pública*, 19(4), pp. 1083-1093.
- HOYLE, R. H. y Panter, A. T. (1995). "Writing about structural equation models." R. H. Hoyle (ed.), *Structural equation modeling: concepts, issues and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage, pp 159-176.
- MOYA, M. (2004). "Actitudes sexistas y nuevas formas de sexismo." E. Barberá e I. Martínez-Benlloch (coords.), *Psicología y género*. Madrid: Pearson. pp. 271-294.
- MOYA, M., y Expósito, F. (2001). Nuevas formas, viejos intereses: neosexismo en varones españoles. *Psicothema*, 13(4), pp. 643-649.
- OMAR, A. (1988). "Estandarización argentina de los cuestionarios de personalidad de Eysenck." *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 42, pp. 83-95.
- . (2005). "Personalidad, inseguridad socioeconómica percibida y actitudes prejuiciosas." *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 10(1), pp. 51-71.
- RECIO, P., Cuadrado, I. y Ramos, E. (2007). "Propiedades psicométricas de la escala de detección de sexismo en adolescentes (DSA)." *Psicothema*, 19, pp. 522-528.
- SCHUMACKER, R. E., y Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*, 2a. ed., Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- SPENCE, J. T. y Helmreich, R. L. (1972). "The attitudes toward women scale (AWS). An objective instrument to measure the attitudes toward the rights and roles of women in contemporary society." *JIAS. Catalog of Selected Documents in Psychology*, 2, pp. 66-67.
- SWIM, J. K., Aikin, K. J., Hall, W. S. y Hunter, B. A. (1995). "Sexism and racism: old-fashioned and modern prejudices." *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, pp. 199-214.
- SWIM, J. K. y Hyers, L. L. (2009). "Sexism." T. D. Nelson (ed.), *Handbook of prejudice, stereotyping and discrimination*. Nueva York: Psychology Press-Taylor & Francis Group, pp. 407-430.
- TABACHNICK, B. G., y Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics*, 5a ed., Boston, MA: Allyn and Bacon.
- TOUGAS, F., Brown, R., Beaton, A. M. y Joly, S. (1995). "Neosexim: plus ça change plus c'est pareil." *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21(8), pp. 842-849.

