

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/338909635>

Inventario de Sexismo Ambivalente: Invarianza factorial entre géneros y relación con la violencia de pareja

Article in *Interdisciplinaria Revista de Psicología y Ciencias Afines* · June 2019

DOI: 10.16888/interd.36.1.5

CITATIONS

10

READS

134

5 authors, including:



Karin Arbach

National Scientific and Technical Research Council

61 PUBLICATIONS 761 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Antonella Bobbio

National University of Cordoba, Argentina

24 PUBLICATIONS 182 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Jorge Angel Bruera

National University of Cordoba, Argentina

9 PUBLICATIONS 42 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

Inventario de Sexismo Ambivalente: Invarianza factorial entre géneros y relación con la violencia de pareja

Ambivalent Sexism Inventory: Factorial invariance by gender and relation with intimate partner violence

Karin Arbach*, Marcelo Vaiman**, Antonella Bobbio***, Jorge Bruera**** y Agustina Lumello*****

* Doctora en Psicología Clínica. Investigadora adjunta en el Instituto de Investigaciones Psicológicas del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) - Universidad Nacional de Córdoba (UNC). Profesora titular de Criminología Clínica de la Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba. E-mail: k_arbach@hotmail.com

** Licenciado en Psicología. Profesor asistente de Psicoestadística y Técnicas Psicométricas de la Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba.

*** Licenciada en Psicología. Becaria doctoral en el Instituto de Investigaciones Psicológicas del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET - UNC). Adscripta a la cátedra de Criminología Clínica de la Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba.

**** Licenciado en Psicología. Adscripto a la cátedra de Criminología Clínica de la Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba.

***** Licenciada en Psicología. Técnica en la Secretaría de Prevención y Asistencia de las Adicciones de la Provincia de Córdoba. Adscripta a la cátedra de Criminología Clínica de la Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba.

Instituto de Investigaciones Psicológicas, UNC - CONICET. Córdoba, Argentina.

Resumen

La Teoría del Sexismo Ambivalente propone que el sexismo es un constructo multidimensional compuesto por dos tipos de creencias sexistas, unas de carácter hostil y otras de tipo benevolente. El objetivo principal de este estudio fue analizar la estructura factorial del instrumento derivado de esta teoría, su invarianza factorial entre géneros y su relación con la violencia de pareja. Mediante un formulario en internet, 745 participantes de ambos sexos de población general de Argentina, con edades comprendidas entre 18 y 45 años, respondieron el Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA) (Glick & Fiske, 1996). El ISA demostró puntuaciones y una estructura factorial invariantes entre hombres y mujeres. La relación entre las puntuaciones en el ISA y la violencia de pareja varió en función del tipo de violencia considerado (ame-

nazas vs. violencia física) y el género del miembro de la pareja. Las puntuaciones en Sexismo Hostil fueron mayores en las mujeres que ejercieron violencia física comparadas con otras mujeres, pero no en los hombres. También fueron superiores en quienes sufrieron esta conducta, tanto hombres como mujeres. Se discuten las implicancias de estos resultados a la luz de estudios previos que emplean el ISA, principalmente en población de habla hispana.

Palabras clave: Sexismo ambivalente; Invarianza factorial; Validez concurrente; Violencia de pareja; Estudio instrumental.

Abstract

The Ambivalent Sexism Theory proposes that sexism is a multidimensional construct com-

posed of two types of sexist beliefs, on the one hand, hostile and, on the other hand, benevolent. The first refers to negative attitudes towards women as weak and inferior to men, and the second refers to the set of sexist attitudes towards women considering them stereotyped and limited to certain roles (i.e. mother, wife, and housewife).

The main objective of this study was to analyse the factor structure and factorial invariance by gender of the instrument derived from this theory and its concurrent validity with a measure of intimate partner physical violence. Another objective of the study was to establish comparisons in ISA scores by gender and cross-culturally.

The Ambivalent Sexism Inventory (ASI) (Glick & Fiske, 1996) was answered through an online form by 745 participants of both sexes from an Argentinean general population sample aged between 18 and 45 years old. By means of a confirmatory maximum likelihood factor analysis the data in this sample showed a good adjustment to the ASI structure proposed by its authors, this is a one-dimensional factor (SH) and three subfactors (protective paternalism, complementary gender differentiation and heterosexual intimacy) that make up the second-order factor SB. This factorial structure remained invariant when discriminating between men and women. The correlation between both factors was robust and significant ($r = .68$) both in the general sample, and differentiating by gender. The reliability of the factors and subfactors was between a moderate and high level ($\alpha = .62$ to $.91$). No significant differences were found between men and women in the mean scores of the ASI factors and subfactors. Approximately 1 in 3 subjects reported having perpetrated or suffered intimate partner physical violence. In general terms, those who have perpetrated or have suffered violence had higher scores in SH and SB than those who did not, but this effect was only significant in the case of women. The relationships found between ASI scores and intimate partner physical violence varied by gender and violence directionality (suffered or perpetrated). The ASI scores were lower in countries close to Argentina probably due to a sample mainly composed by young women with a high education level.

Our results support the idea that ambivalent sexism is an invariable transcultural construct between men and women, and that the ISA is a valid and reliable measure in the Argentine population. The limitations of results are discussed and the implications are analysed in light of previous studies using the ASI, mainly in Spanish-speaking population.

Key words: Ambivalent sexism; Factorial invariance; Concurrent validity; Intimate partner violence; Instrumental study.

Introducción

Tradicionalmente, el sexismo ha sido definido como un tipo particular de prejuicio hacia las mujeres caracterizado por una actitud negativa y antipatía hacia ellas (Allport, 1954; Expósito, Moya, & Glick, 1998). En la década de los años 90 un nuevo modelo teórico planteaba al sexismo no sólo como una actitud de rechazo hacia las mujeres, sino también como atribuciones de rasgos positivos que son propios de los estereotipos vinculados a las mujeres (Glick & Fiske, 2011). Así, el sexismo sería un constructo integrado por dos componentes diferenciados aunque interrelacionados: el sexismo hostil (SH) y el sexismo benévolo (SB) (Glick & Fiske, 1997). El primero se refiere a las actitudes negativas hacia las mujeres estimándolas como débiles e inferiores respecto a los hombres, concepción que se asemeja a la clásica definición de prejuicio (Allport, 1954). El segundo alude al conjunto de actitudes sexistas hacia las mujeres considerándolas de forma estereotipada y limitadas a ciertos roles (madre, esposa, ama de casa). Son actitudes que, si bien llevan un tono afectivo positivo, enfatizan su debilidad y necesidad de protección por parte de los hombres. Tanto el SH como el SB se originarían en la concepción social de las condiciones biológicas, así como las condicionantes sociales comunes en los grupos humanos, a saber: el patriarcado, la diferenciación de los géneros y la reproducción sexual (Glick et al., 2000).

Así, el SH y el SB se plantearon como actitudes complementarias, persistentes entre las culturas, que justifican el sometimiento y la dependencia de las mujeres que promueve el patriarcado (Glick et al., 2000). Para evaluar estas actitudes se ha diseñado el Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA) (Glick & Fiske, 1996). El objetivo de este estudio fue examinar las propiedades psicométricas de este instrumento en población general de Córdoba (Argentina). Los objetivos específicos fueron: analizar la estructura factorial del ISA y el grado en que ésta varía entre sexos, en otras palabras, su invarianza factorial, comparar las puntuaciones entre sexos y con otros estudios regionales, y analizar el valor predictivo de las dimensiones del ISA en relación a una medida de violencia física hacia la pareja.

El Inventario de Sexismo Ambivalente

El Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA) fue diseñado originalmente por los psicólogos sociales estadounidenses Peter Glick de la *Lawrence University* y Susan Fiske de la *Princeton University* para explorar estas actitudes (Glick & Fiske, 1996). Se compone de dos subescalas, sexismo hostil (SH) y sexismo benevolente (SB), cada una conformada por 11 ítems. Aunque inicialmente se propuso que las tres condiciones (patriarcado, diferenciación de género y reproducción o intimidad) estuvieran presentes tanto en el SH como en el SB, los análisis factoriales y sus contrastes transnacionales han mostrado al SH como un constructo unifactorial, mientras que aquellos subcomponentes solo se comprobaron para el SB (Glick et al., 2000; Glick & Fiske, 1996). El primer subcomponente del SB, denominado paternalismo protector, supone la creencia de que las mujeres deben ser protegidas y cuidadas por los hombres debido a su estado de dependencia y debilidad. El segundo subcomponente, la diferenciación de género complementario, se refiere a la creencia de que las mujeres tienen muchos aspectos positivos que complementan a los de los hombres, compen-

sando aquellos rasgos que estos carecen. Finalmente, la intimidad heterosexual benevolente refleja la creencia de la necesidad de una relación heterosexual para que los hombres y mujeres puedan ser realmente felices (Glick & Fiske, 1996).

La primera versión del ISA en español fue traducida en España de la escala original con la diferencia de que presentaba todos los enunciados en el mismo sentido, es decir, los ítems expresaban una afirmación con juicios sexistas de modo tal que, a mayor acuerdo con tales afirmaciones, mayor sexismo (la versión original del ISA tenía 6 ítems invertidos). Para su validación, el inventario se administró a dos muestras independientes, una de 298 universitarios (72% mujeres) y otra de 1110 varones adultos de población general de España (Expósito et al., 1998). Se encontraron buenas propiedades psicométricas y el análisis factorial confirmatorio concluyó que el modelo compuesto por dos factores (el SH y SB) y tres subfactores del SB era el que mejor se ajustaba a los datos (Expósito et al., 1998). Esta versión demostró buenos índices de fiabilidad en un estudio posterior con una muestra comunitaria de Galicia conformada por cerca de 1000 personas (51% mujeres) con una media de edad de 39 años (Glick, Lameiras, & Castro, 2002). Un estudio reciente en el País Vasco, en el que se administró el ISA a 1378 universitarios (66% mujeres, con una media de edad de 20 años), incluyó entre los modelos de contraste un modelo bifactorial y uno de cuatro factores de primer orden, obteniéndose un mejor ajuste en el modelo tetrafactorial que contempla, en el mismo nivel, el sexismo hostil y las tres formas de sexismo benevolente. En otro estudio, con una muestra de 145 chicos y 375 chicas estudiantes de una universidad pública catalana, con una media de edad de 21 años, se encontró que la solución bifactorial presentó el mejor ajuste al compararla con un modelo unifactorial (León-Ramírez & Ferrando, 2014).

Posteriormente, la versión española fue adaptada para un estudio en Chile donde se administró el inventario modificado a una

muestra de 220 universitarios (48% mujeres) con una media de edad de 20 años (Cárdenas, Lay, González, Calderón, & Alegría, 2010). En la adaptación, los ítems fueron simplificados en su redacción (por ej. el ítem 1 original, “Aun cuando un hombre logre muchas cosas en su vida, nunca podrá sentirse verdaderamente completo a menos que tenga el amor de una mujer”, fue reemplazado por “Un hombre no está verdaderamente completo sin el amor de una mujer”). En el análisis factorial confirmatorio probaron tres modelos, uno de un solo factor (sexismo), otro de dos factores (SH y SB) y un último modelo de cuatro factores de primer orden que fue el que mejor ajuste logró (Cárdenas et al., 2010).

La versión española también se empleó en una muestra de 238 cadetes en formación militar en Argentina (23% mujeres), con una media de edad de 22 años (Zubieta, Beramendi, Sosa, & Torres, 2011). Aunque no analizaron la dimensionalidad del inventario, las puntuaciones medias que reportan empleando las categorías de respuesta originalmente propuestas (de 0 a 5) resultan de utilidad a los fines de la comparación. Años más tarde se probaría, en este país, una versión adaptada del ISA que partió de un análisis conceptual y de una adecuación idiomática de la versión original del ISA (Glick et al., 2000). Posteriormente fue administrado a una muestra mixta de universitarios y empleados compuesta por 345 sujetos (47% mujeres) con una edad promedio de 28 años. El instrumento alcanzó niveles satisfactorios de fiabilidad ($\alpha = .87$), el análisis factorial confirmatorio (AFC) ratificó la estructura original bifactorial con tres factores de segundo orden para el sexismo benevolente (Vaamonde & Omar, 2012).

Comparaciones regionales en sexismo ambivalente

Entre las diferencias de las versiones en español del ISA se encuentran la formulación de los ítems y la variación en las categorías de respuesta. No obstante estas diferencias, los resultados entre los países son

relativamente estables en relación a la estructura bifactorial del instrumento. Otra diferencia transcultural esperable está en relación a las puntuaciones medias en el ISA. Se ha propuesto que países con mayor desigualdad de oportunidades entre hombres y mujeres presentarían índices de sexismo más altos (Glick et al., 2000). El Índice de Desarrollo Humano relativo al Género (IDG) (en inglés: GDI, Gender Development Index) es un índice más global de desarrollo humano de las Naciones Unidas que permite comparaciones entre géneros en relación a expectativa de vida, educación y calidad de vida. En el estudio transnacional con el ISA se encontró que tanto el SH como el SB fueron predictores de la desigualdad de género (Glick et al., 2000). Entre los países de habla hispana que han publicado resultados con el ISA, España se ubica en el puesto 27 (de 188) del IDG. Bastante más atrás se ubican Chile (puesto 38) y Argentina (puesto 45) (*United Nations Development Programme*, 2016). Teniendo en cuenta estos datos, una hipótesis a contrastar en este estudio fue que la muestra de Argentina presentaría puntuaciones más altas que las registradas en estudios de España.

El sexismo ambivalente y la violencia de pareja

También el sexismo ambivalente se ha encontrado asociado a la violencia de pareja en estudios con agresores de pareja y con muestras comunitarias (Allen, Swan, & Raghavan, 2009; León-Ramírez & Ferrando, 2014; Lila, Oliver, Catalá-Miñana, & Conchell, 2014; Pérez Ramírez & Martínez García, 2010; Yamawaki, Ostenson, & Brown, 2009) y en estudios metanalíticos (Capaldi, Knoble, Shortt, & Kim, 2012; Stith, Smith, Penn, Ward, & Tritt, 2004). No obstante, la evidencia hasta la fecha no es concluyente principalmente en cuanto a la magnitud de su efecto (Allen et al., 2009), pues hay estudios en que se han encontrado solo débiles asociaciones entre las variables (Ibabe, Arnoso, & Elgorriaga, 2016;

Stith et al., 2004). Una variable que parece mediar la fuerza de tal asociación la constituyen las creencias que justifican la violencia hacia la pareja (Glick, Sakalli-Ugurlu, Ferreira, & Souza, 2002). Un estudio previo en Córdoba (Argentina), en el contexto de la presente investigación, encontró en un grupo de 103 estudiantes de ambos sexos de nivel secundario, una correlación positiva y significativa entre las creencias sexistas (en el sentido de sexismo tradicional) y las creencias sobre la violencia de pareja, pero no así entre las primeras y la violencia de pareja (Furlani & Salas, 2015).

El presente estudio

En función de los antecedentes expuestos previamente, se derivan las siguientes hipótesis que serán contrastadas a fin de dar respuesta a los objetivos planteados inicialmente: a) el modelo factorial de segundo orden del ISA presenta un mejor ajuste que el modelo de dos factores; b) la estructura factorial es invariante entre mujeres y varones; c) los hombres presentarán mayores puntuaciones de sexismo ambivalente, d) las puntuaciones en la muestra en estudio serán similares a las de países cercanos geográfica o culturalmente, y por último, d) las actitudes sexistas se asociarán a una mayor probabilidad de ejercer violencia de pareja y una menor probabilidad de sufrirla tanto en hombres como en mujeres.

Método

Participantes

Una encuesta en internet fue respondida de manera voluntaria y anónima por 745 personas (74.5% mujeres) con edades comprendidas entre 18 y 45 años, con una media de 25.8 años ($DS= 6.2$) y sin diferencias significativas en la edad entre mujeres y varones. Tampoco hubo diferencias significativas entre géneros respecto al máximo nivel educativo alcanzado o la cantidad de habitantes de la localidad donde residían. La

mayoría había completado la educación universitaria (66.6%), un 13.2% tenía un nivel educativo terciario y un 19.2% había completado la formación secundaria. Menos del 1% de los participantes carecían de nivel educativo completo. El 40.8% de los participantes vivía en localidades de más de 500 mil habitantes, un 22.4% vivía en localidades de entre 100 mil y 500 mil habitantes, un 26.2% en localidades entre 10 mil y 100 mil habitantes y 7.5% en localidades con menos de 10 mil habitantes. El 87.5% de los participantes residían en la región pampeana que incluye las tres ciudades más pobladas del país (es decir, Buenos Aires, Córdoba y Santa Fe), seguidos de un 3.4% de participantes de la región patagónica, y el resto residía en otras regiones del país. Un 5.9% de los participantes no indicaron su provincia de residencia.

VARIABLES e INSTRUMENTOS

VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS.

Mediante preguntas directas se recogió información sobre género (masculino, femenino), edad, nivel educativo máximo alcanzado (primario, secundario, terciario, universitario), país y provincia de residencia, y número de habitantes en la ciudad de residencia (<10.000, 10mil-100mil, 100mil-500mil, >500mil).

SEXISMO AMBIVALENTE.

Para este estudio se empleó la versión chilena del ISA (Cárdenas et al., 2010) por dos motivos principales. El primero es que esta versión presenta una redacción más breve y directa de los ítems comparada con otras versiones en español, lo que la hace más comprensible y más rápida en su administración. En segundo lugar, esta versión del ISA está basada en la versión facilitada por los autores, lo que indica un reflejo más fiel de la versión original (Cárdenas et al., 2010) que fue construida siguiendo un criterio pragmático para una administración y puntuación simple y breve. En la versión

original (Glick & Fiske, 1996) algunos ítems tenían codificación inversa (3, 6, 7, 13, 18 y 21) y fueron reformulados en la siguiente versión para su codificación directa (Glick et al., 2000). En las adaptaciones a diferentes culturas, algunos autores encontraron que las traducciones de los ítems invertidos del ISA, expresados como enunciados negativos, no se ajustaban bien. Si bien en el estudio transnacional estos ítems fueron eliminados de los análisis, los autores recomendaron utilizar la escala completa con los enunciados redactados de manera afirmativa en estudios posteriores (Glick et al., 2000). Los 11 ítems que conforman cada subescala son de respuesta tipo Likert de seis alternativas que van de 0 (muy en desacuerdo) a 5 (muy de acuerdo). El ISA está diseñado como un instrumento de autoinforme, es decir que cada sujeto lee y responde a los ítems sin necesidad de que éstos sean explorados mediante una entrevista.

Conducta violenta.

Para identificar la presencia de conductas violentas hacia la pareja, se empleó la subescala de violencia física de la versión en español de la Escala Modificada de Tácticas de Conflicto (M-CTS) (Muñoz-Rivas, Rodríguez, Gómez, O'Leary, & Del Pilar González, 2007). La M-CTS está compuesta por tres subescalas, una de argumentación o negociación, otra de violencia psicológica y una de violencia física, que es la que se utilizó en este estudio. Esta subescala está conformada por nueve pares de ítems que hacen referencia a conductas de violencia física que se pueden haber ejercido y/o sufrido en el contexto de un conflicto de pareja. Seis pares de ítems se refieren a indicadores de violencia física leve (amenazar con tirar algo o golpear a la pareja, zamarrearla, tirarle algo, golpearla o patearla, abofetearla, morderla) y tres pares se refieren a conductas de violencia física grave (intentar ahorcarla o estrangularla, darle una paliza y amenazarla con un cuchillo o arma). Cada par de ítems se ha diseñado para identificar

si la conducta ha sido ejercida o sufrida por quien responde; por ejemplo, mientras un ítem dice "Le he dado una paliza a mi pareja", su contraparte dice "Mi pareja me ha dado una paliza". Cada ítem se responde en una escala tipo Likert de cinco niveles (nunca, rara vez, algunas veces, a menudo, muy a menudo). La fiabilidad interna de la subescala en esta muestra fue de $\alpha = .74$ para la escala de violencia ejercida y $\alpha = .80$ para la de violencia sufrida. Dada la baja prevalencia de estas conductas (en los tres ítems de violencia física grave fue inferior al 1%) y la amplia dispersión en la distribución de frecuencias, las puntuaciones totales en la escala fueron dicotomizadas para el análisis de datos de manera que se codificó con 0 cuando ninguna de las conductas sucedió y con 1 cuando sucedió, cualquiera de las conductas, al menos una vez. Esta agrupación de las respuestas permite conocer la proporción de casos que han ejercido o sufrido violencia física al menos una vez en el contexto de un conflicto de pareja (Straus, Hamby, Boney-McCoy, & Sugarman, 1996). Sesenta sujetos que reportaron nunca haber tenido una pareja fueron eliminados de los análisis que incluían esta variable.

Procedimiento

Los sujetos fueron invitados a completar la encuesta en internet mediante anuncios en las redes sociales (principalmente *Facebook*) y en correos electrónicos publicados por un grupo de 10 estudiantes universitarios que colaboraron en la recolección de datos y por los autores de este trabajo. La invitación a participar aclaraba los objetivos y aspectos metodológicos del estudio, así como el carácter anónimo y confidencial de las respuestas. La cuenta de correo electrónico de la investigadora principal fue facilitada para aclarar dudas con respecto al estudio. Los datos aquí procesados refieren a respuestas recibidas durante dos semanas del mes de octubre de 2016. El período de tiempo para la recolección de datos fue preestablecido en base a la evidencia que indica que la mayor

cantidad de respuestas ocurren en los días inmediatamente siguientes a la recepción de la invitación (Van Mol, 2017).

Análisis de datos

Con el propósito de evaluar si el modelo teórico subyacente al ISA se ajustaba adecuadamente a la muestra de Argentina, se llevó a cabo un AFC empleando el método de estimación de máximas probabilidades a través del programa AMOS 21 (Arbuckle, 2013). Para evaluar el ajuste de los modelos se emplearon los siguientes indicadores: razón de chi-cuadrado sobre grados de libertad (CMIN/DF), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de bondad del ajuste (GFI), índice Tucker-Lewis (TLI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Se consideraron como aceptables para el CMIN/DF valores inferiores a 3 (Kline, 2016) y para CFI, GFI y TLI, valores superiores a .90, para el RMSEA valores inferiores a .05 se consideran óptimos, mientras que entre .05 y .08 serían aceptables (Hu & Bentler, 1995). Se consideraron adecuados, pesos estandarizados de regresión superiores a .30.

A posteriori se realizó un estudio de invarianza factorial con el propósito de evaluar si el modelo teórico del ISA se ajusta de manera adecuada a los datos, tanto del grupo de hombres como de mujeres, es decir si la escala resulta válida para medir estos constructos en ambos sexos. Para ello, se propuso el modelo que mejor ajuste hubiera presentado en el análisis factorial global y otros dos modelos, uno que restringe los pesos factoriales y otro que, a las restricciones anteriores, le añade restricciones en las varianzas y covarianzas de los factores. Para evaluar los resultados de invarianza factorial se tuvieron en cuenta las diferencias entre el modelo de base y los modelos restringidos en el CMIN/DF y en el CFI. Para que la estructura factorial resulte invariante, las diferencias en CMIN/DF no deberían ser estadísticamente significativas, mientras que las diferencias en CFI no deberían ser iguales o superiores a

.01 (Cheung & Rensvold, 2002).

A los fines de evaluar diferencias entre géneros en las distintas modalidades de sexismo y de obtener evidencias de validez concurrente, se realizaron pruebas de diferencias de medias mediante el estadístico *t* de Student y se calcularon los tamaños del efecto a través del coeficiente *d* de Cohen. Se tomaron como tamaños robustos, moderados o débiles, índices (*d*) de .80, .50 y .20, respectivamente (Cohen, 1992). Las correlaciones entre los factores del ISA se calcularon mediante el estadístico *r* de Pearson.

Resultados

Estructura factorial del ISA

Se pusieron a prueba dos modelos; en el primero se delimitaron dos factores de primer orden (SH y SB) (Figura 1) y en el segundo modelo se propuso un factor unidimensional (SH) y tres subfactores (paternalismo protector, diferenciación de género complementario e intimidad heterosexual) que conforman el factor de segundo orden SB (Figura 2).

La Tabla 1 muestra los índices de ajuste de los modelos. El modelo 1 de dos factores de primer orden no presentó un ajuste adecuado en los datos de esta muestra en ninguno de los índices evaluados. Por su parte, el modelo 2, que contrasta la existencia de factores de segundo orden, mostró índices de ajuste satisfactorios, con excepción del valor de CMIN/DF que resultó ligeramente superior a lo esperado. Dado que algunos autores sugieren aceptar valores de CMIN/DF menores a 5 cuando los otros índices son satisfactorios (Schumacker & Lomax, 2004), los análisis a continuación se basan en este modelo.

Todos los parámetros estimados estandarizados resultaron significativos a un nivel de $p < .001$ y oscilaron entre .38 y .95, indicando un adecuado peso factorial de los ítems en los factores correspondientes (Tabla 2).

Invarianza factorial del modelo

No se observaron diferencias significativas en el índice CMIN/DF entre el modelo libre y los dos modelos con restricciones. No se registraron diferencias mínimas entre los CFI de los tres modelos (Tabla 3). Esto indica que la estructura factorial de la escala se mantiene constante cuando se discrimina entre géneros. En la tercera y cuarta columna de la Tabla 2 se observa que, al igual que en la muestra general, los pesos de regresión son adecuados cuando se analiza la muestra según el género.

Fiabilidad de las puntuaciones brutas

La escala SH unidimensional, con $\alpha = .91$, probó (como en otras muestras de diversos países) ser más consistente internamente que la escala multidimensional SB, para la cual el alfa fue de .85. También se examinó la fiabilidad de cada dimensión del SB; los valores fueron .62 para el paternalismo protector, .75 para la diferenciación de género complementario y .78 para la intimidad heterosexual. Los índices de discriminación por ítem (correlaciones ítem-total corregidas) estuvieron por encima de .30, los más bajos fueron para el ítem 3 (.33) y para el ítem 6 (.36).

Correlaciones entre SH y SB

Las subescalas SH y SB mostraron una estrecha correlación entre sí ($r = .68$ en la muestra total), soportando la noción que, aunque son diferentes dimensiones del constructo sexismo (como lo demostraron los análisis factoriales), ambas son formas asociadas de sexismo. Este resultado fue similar entre géneros (Tabla 4).

Puntuaciones medias en SH y SB

A pesar de que los postulados teóricos predicen mayores puntuaciones de sexismo ambivalente en los hombres, no se encontraron en este estudio diferencias significativas entre hombres y mujeres en las pun-

tuaciones medias de los factores y subfactores del ISA (Tabla 5).

Validez concurrente

El 28.6% de la muestra afirmó haber ejercido violencia física hacia su pareja al menos una vez, mientras que un 31.7% afirmó haber sufrido estas conductas por parte de su pareja. En ningún caso se registraron diferencias significativas entre géneros en la distribución de la violencia ejercida o sufrida.

En términos generales, quienes ejercieron o sufrieron violencia presentaron puntuaciones más altas en SH y SB, con la sola excepción de una media menor en SH en los hombres que ejercieron violencia, comparados con aquellos que no lo hicieron (Tabla 6). No obstante, las diferencias no fueron significativas en todos los casos. Las creencias sexistas parecen tener una asociación con la violencia de pareja que varía en función del género y la direccionalidad de la violencia. En la primera y segunda filas de la Tabla 6, se observa que las mujeres que ejercieron violencia al menos una vez presentaron mayores puntuaciones de SH y SB, comparadas con las mujeres que nunca ejercieron esta conducta. No obstante, el tamaño del efecto de las diferencias fue débil. En el caso de las mujeres que sufrieron violencia, aunque éstas mostraron una media superior en SB comparadas con aquellas que no sufrieron esta conducta, la diferencia fue débil. En las puntuaciones de SH la diferencia no resultó significativa. Por su parte, en la tercera y cuarta fila de la Tabla 6 se observa que las puntuaciones en SH y SB no se diferenciaron significativamente entre aquellos varones que habían ejercido o sufrido violencia.

Discusión

Para cumplir con los objetivos de este estudio, relacionados al análisis de las propiedades psicométricas del ISA en población argentina, se analizaron las respuestas

de 745 sujetos que respondieron de manera anónima y voluntaria el ISA y una encuesta en internet sobre violencia de pareja. En términos generales, los resultados aportan evidencia al hallazgo del ISA como un instrumento válido y fiable para la medición del sexismo ambivalente en contextos culturales diferentes a aquel en el que fue creado. En este estudio el ISA mostró buena fiabilidad en las subescalas. Al igual que en estudios previos, el SH mostró mayores índices de fiabilidad que el SB (Allen et al., 2009; Expósito et al., 1998). Esto es esperable dado que el análisis factorial indica que el sexismo hostil es un constructo unidimensional, mientras que el sexismo ambivalente estaría compuesto por tres subfactores (Glick et al., 2000). Este modelo de segundo orden demostró superioridad al ser comparado con uno unidimensional y otro bidimensional de primer orden, en consonancia con estudios anteriores que emplean versiones en español (Expósito et al., 1998; Glick et al., 2000). Estos datos son consistentes con la teoría que propone que, además de la clásica concepción del sexismo como un prejuicio que define a las mujeres como inferiores, éste se compone de actitudes positivas hacia ellas basadas en la necesidad y dependencia que los varones tienen de las mujeres y que siguen imitándolas a ciertos roles (madres y esposas) (Expósito et al., 1998). Por otra parte, tal como la Teoría del Sexismo Ambivalente predice, el SH y SB mostraron fuertes correlaciones entre ellas y con la puntuación total del inventario, tanto en hombres como en mujeres. Estas correlaciones fueron levemente superiores a las reportadas en el artículo de Glick et al. (2000). La magnitud de estas correlaciones soporta la idea de que el SH y el SB actúan como formas complementarias de sexismo en ambos géneros. Es decir, que ambas escalas fueron diseñadas para medir diferentes aspectos de un mismo constructo, las creencias sexistas, y de este modo, deberían estar correlacionadas moderadamente (Glick, Lameiras, et al., 2002).

Otro objetivo del presente estudio fue analizar la invarianza factorial, es decir la

equivalencia de la estructura factorial del ISA entre hombres y mujeres. Los resultados indicaron que la estructura mencionada ajustó adecuadamente y de manera invariante en ambos grupos; esto es consistente con los hallazgos reportados en el artículo de Glick et al. (2000) para nueve países participantes del estudio para su validación transnacional. Dos ideas relacionadas se derivan de los resultados; por un lado, que las actitudes que mantienen el estereotipo de la mujer débil y dependiente no son exclusivas de los hombres y, por el otro, que se conforman de manera similar en hombres y mujeres. Este hallazgo implicaría que los esfuerzos para reducir las creencias sexistas deberían estar orientados a personas de ambos sexos, especialmente en períodos evolutivos tempranos cuando estas actitudes comienzan a conformarse.

Un tercer objetivo del estudio se orientaba a comparar las puntuaciones en SH y SB entre sexos. Dado que el sexismo se basa en el mantenimiento del poder y de una identidad distintiva y positiva por parte de los hombres respecto a las mujeres, junto a deseos ambivalentes de intimidad y dominación sexual, se esperaba que los hombres obtuvieran en sexismo puntuaciones superiores a las de las mujeres, especialmente en SH (Expósito et al., 1998; Glick et al., 2000; Glick, Lameiras, et al., 2002; León-Ramírez & Ferrando, 2014). No obstante, no se encontraron en este estudio diferencias significativas en las medias de hombres y mujeres. Por lo tanto, la idea de que transculturalmente las mujeres (en comparación con los hombres) rechazan el SH pero aceptan frecuentemente el SB (Glick et al., 2000), no se vería sostenida por nuestros datos. Otros estudios que también cuestionan esta hipótesis han reportado puntuaciones similares entre hombres y mujeres en SB (Expósito et al., 1998; Glick et al., 2000) o incluso superiores en las mujeres (Glick et al., 2000; Glick, Lameiras, et al., 2002). La composición de la muestra podría explicar estos resultados al incluir un mayor número de mujeres. Aunque debe tenerse en cuenta que hombres y mujeres en este estudio no se

diferenciaron significativamente en el nivel educativo alcanzado, sería una hipótesis a contrastar la influencia diferencial del nivel educativo en hombres y mujeres, disminuyendo los niveles de SH y SB en los primeros, a la vez que los incrementa en las últimas, equilibrando finalmente los niveles de sexismo entre los grupos. Estas ideas son altamente especulativas, dada las limitaciones de los datos disponibles, y serían mejor examinadas en futuros estudios que incluyan otras posibles variables explicativas en sus modelos, por ejemplo variables de personalidad o religiosas (Glick, Lameiras, et al., 2002). Mientras los estudios sigan aportando resultados variables, e incluso opuestos, en cuanto a las diferencias en SH y SB entre hombres y mujeres, las conclusiones deberán mantener un carácter provisional y acotado a la población en estudio.

Un cuarto objetivo se dirigía a realizar comparaciones entre los niveles de sexismo aquí reportados y los de estudios cultural o geográficamente cercanos. Los datos aquí descriptos cuestionan la idea de que los países con menores índices de igualdad tendrán mayores niveles de sexismo en su comunidad (Glick & Fiske, 1996). Los niveles de sexismo hallados en esta muestra de Argentina son menores a los reportados en países cercanos geográfica y culturalmente, como Chile (por ej., Cárdenas et al., 2010), pero también menores a los reportados en España, que es un país con mayores indicadores de igualdad de género (Garaigordobil, 2013). El elevado nivel educativo y el mayor número de mujeres jóvenes en la muestra utilizada en este estudio, podría explicar los niveles de sexismo más bajos. Otra explicación, aunque no sea posible de contrastar en el presente estudio, podría estar relacionada con el impacto en la respuesta de una masiva marcha nacional convocada por la organización feminista “Ni una menos” en contra de la violencia hacia la mujer en una fecha coincidente con el período de recolección de datos (Giacometti, 2016). Estudios previos del ámbito de la Psicología Social han descripto que el impacto de los movimientos sociales en las creencias indi-

viduales es aun mayor ante la percepción de una situación de crisis (Flood & Pease, 2006). Sería posible hipotetizar que una percepción así se genere en países con altas tasas de femicidio y carentes de registros oficiales como es Argentina (Lichiziner, 2016).

Finalmente, era un objetivo del estudio analizar la validez concurrente del ISA con una medida de violencia física en la pareja. Un indicador de validez de una escala es su relación con variables con las que, ya sea por razones teóricas o empíricas, se le supone una asociación. La medida empleada mostró índices de fiabilidad interna que se ubican en el rango de moderado a alto (Georges & Mallery, 2001). A pesar de que estudios previos encuentran relación entre estas variables (Allen et al., 2009; León-Ramírez & Ferrando, 2014), en conjunto, los hallazgos del presente estudio cuestionan el rol de las actitudes sexistas como predictoras directas y por excelencia de la violencia de pareja. En este sentido, otros estudios habían reportado solo débiles asociaciones entre las variables (Capaldi et al., 2012; Furlani & Salas, 2015; Ibabe et al., 2016; Stith et al., 2004). Los resultados aquí presentados indican que la asociación parece variar cuando aspectos más específicos, como la direccionalidad y la modalidad de la violencia son considerados. La Tabla 6 indica que las creencias sexistas mostraron un efecto en la violencia ejercida y sufrida por las mujeres, pero no en los hombres. En el caso de las mujeres, las creencias sexistas resultaron más elevadas, no sólo en aquellas que ejercieron violencia contra su pareja, sino también en las víctimas. En consecuencia, la hipótesis que propone que las mujeres que se adhieren más al SB tendrían un efecto protector para la violencia sufrida, no es aplicable en este caso, sino más bien lo opuesto. En esta muestra, las mujeres que reportaron haber sido víctimas de violencia física por parte de una pareja presentaron niveles más altos de SB. Una posible explicación sería exactamente opuesta a la hipótesis recién mencionada. Es decir, mantener creencias que soportan el

estereotipo de la mujer sumisa y condescendiente podría ser un factor de riesgo para la violencia en el seno de la pareja.

Entre las principales fortalezas de este estudio se encuentran los análisis de las propiedades psicométricas considerando el género de los participantes, el análisis de su validez concurrente con medidas de violencia y el esfuerzo en la comparación de resultados con aquellos de otros entornos culturales, a pesar de que la modificación en las categorías de respuesta dificultan la comparabilidad de resultados.

La cantidad de sujetos en la muestra general y en la muestra de mujeres resultó adecuada en relación a la cantidad de parámetros estimados en el análisis factorial confirmatorio. La cantidad de sujetos en el grupo de varones resultó cercana a los 200 casos necesarios. La modalidad en línea permitió tener respuestas de diversas provincias, lo que podría favorecer la variabilidad en las respuestas al provenir de ámbitos culturales diversos.

A pesar de las fortalezas mencionadas, este estudio adolece de algunas limitaciones que afectan la generalización de los resultados. En primer lugar, la presentación en internet de los inventarios puede haber sesgado los datos a aquellas personas con acceso a internet, que en este país son, en su mayoría, residentes en zonas urbanas (International Union Telecommunication, 2015). Por otro lado, la difusión de los inventarios por medios electrónicos gestionados mayoritariamente por estudiantes universitarias del último año de licenciatura en Psicología, puede explicar la sobre-representación de participantes mujeres jóvenes con un nivel educativo y económico medio o alto. De qué manera este sesgo, junto con el generado por la menor representación de personas que no disponen o no están habituados al uso de internet afectaría los hallazgos, es una pregunta empírica a explorar en investigaciones que empleen otro tipo de procedimiento para la recogida de datos, así como un muestreo probabilístico que permita la generalización de los resultados. Estudios previos reportan que

las personas con menores niveles educativos y que residen en comunidades pequeñas o conservadoras presentan mayores niveles de creencias sexistas que aquellos con niveles educativos altos y residentes en grandes ciudades (Flood & Pease, 2006; Garai-gordobil, 2013; Glick, Lameiras, et al., 2002). Por lo tanto, un prometedor tema de investigación futura es el referido a las propiedades de esta herramienta en poblaciones con aquellas características, así como con bajos niveles lectocomprensivos, dado que la complejidad de algunos ítems podría alterar la calidad de las respuestas. La versión simplificada que aquí se emplea está pensada para formar parte de un protocolo de evaluación de agresores de pareja y, como tal, su simplicidad y brevedad son características deseables.

Futuros estudios serían beneficiosos al profundizar en el análisis de la relación identificada entre las experiencias de victimización en la pareja y las creencias sexistas. Una posible línea de trabajo sería analizar estas relaciones en el marco de los tipos diádicos (Straus, 2014), pues es posible que en el grupo de víctimas haya quienes lo son como consecuencia de haber agredido a su pareja quien tomó una represalia (violencia bidireccional) o como víctima pura (no agredió a la pareja). El análisis de los tipos diádicos ha demostrado utilidad en la diferenciación entre parejas con alta conflictividad donde la violencia bidireccional es frecuente y los casos de violencia de género propiamente dicha, donde el hombre ejerce el poder y control de su pareja mujer a través del miedo y el dominio de su víctima (Straus & Gozjolko, 2014). Estudios locales han demostrado que aproximadamente en una quinta parte de las parejas donde la violencia ocurre, ésta corresponde a esa última categoría (Arbach, Nguyen, & Bobbio, 2015). Por otra parte, las actitudes sexistas podrían inhibir la respuesta ante la violencia sufrida y, de este modo, evitar que cese. Además, esta relación podría estar mediada por otros factores no explorados en este estudio, aunque revisados en otras investigaciones, como por

ejemplo, pero no solamente, las creencias que justifican la violencia contra la pareja (Glick, Sakalli-Ugurlu, et al., 2002; Ibabe et al., 2016).

Contar con herramientas válidas y fiables es un requisito ineludible en el campo aplicado de la Psicología (APA Presidential Task Force on Evidence-Based Practice, 2006). Estos resultados apoyan la idea que el sexismo ambivalente es un constructo transcultural invariable entre hombres y mujeres y que el ISA es una medida válida y fiable en población argentina. Este hallazgo tiene repercusiones en distintos niveles: uno teórico, pues soporta la hipótesis de su origen en condiciones biológicas y sociales

como el patriarcado, la diferenciación de géneros y la reproducción sexual, las cuales representan una comunidad en los grupos humanos (Glick & Fiske, 1996); otro práctico, pues destaca la importancia de contar con versiones validadas localmente a la vez que sugiere que cualquier esfuerzo por combatir las actitudes sexistas debería orientarse tanto a hombres como a mujeres en cualquier momento vital. Finalmente, las repercusiones en la investigación, pues se han propuesto interrogantes diversos que aún se encuentran en debate en la literatura internacional y quedan por explorar en futuros estudios.

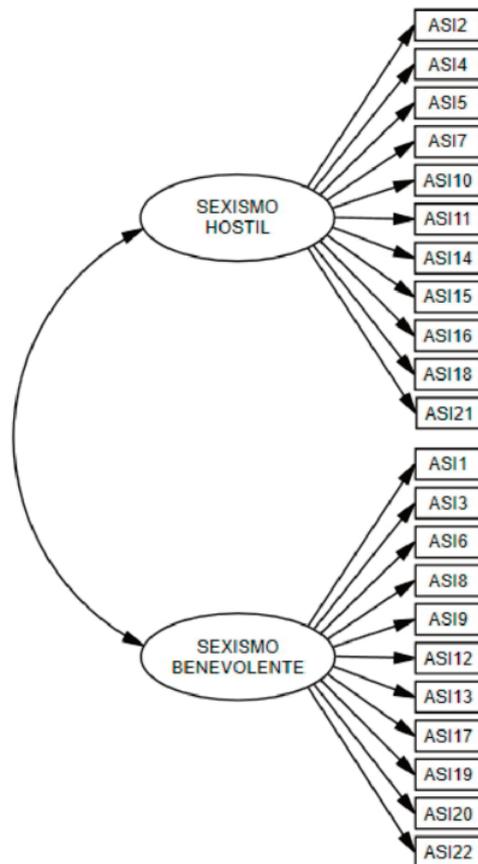


Figura 1. Modelo bifactorial del Inventario de Sexismo Ambivalente.

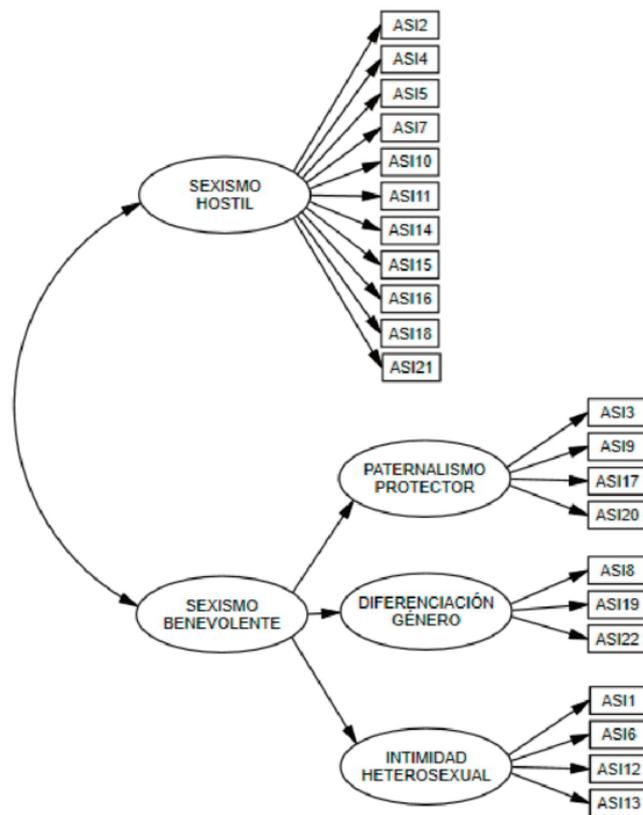


Figura 2. Modelo factorial de segundo orden del Inventario de Sexismo Ambivalente.

Tabla 1
Indicadores de ajuste de los dos modelos analizados

	χ^2	Df	CMIN/DF	GFI	CFI	TLI	RMSEA
Modelo de dos factores	978.930	208	4.71	.88	.89	.88	.07
Modelo de segundo orden	672.900	205	3.28	.92	.93	.93	.05

Nota:

χ^2 : Razón de chi cuadrado

Df: grados de libertad

CMIN/DF: chi cuadrado sobre grados de libertad

GFI: Índice de Bondad del Ajuste

CFI: índice de Ajuste Comparativo

TLI: Índice Tucker-Lewis

RMSEA: Error cuadrático medio de aproximación

Tabla 2
Pesos estandarizados de regresión del modelo factorial de segundo orden

Inventario de Sexismo Ambivalente	Todos	Mujeres	Hombres
Sexismo Hostil			
Item 2	.629	.619	.654
Item 4	.584	.577	.600
Item 5	.740	.737	.746
Item 7	.714	.712	.720
Item 10	.745	.717	.824
Item 11	.712	.693	.764
Item 14	.746	.738	.770
Item 15	.565	.544	.642
Item 16	.697	.682	.750
Item 18	.670	.666	.698
Item 21	.742	.738	.756
Sexismo Benevolente			
Paternalismo protector	.952	.955	.946
Item 3	.415	.438	.354
Item 9	.582	.592	.562
Item 17	.688	.672	.730
Item 20	.557	.528	.638
Diferenciación de género	.846	.840	.865
Item 8	.681	.681	.675
Item 19	.712	.723	.682
Item 22	.740	.743	.734
Intimidad heterosexual	.800	.813	.768
Item 1	.801	.797	.815
Item 6	.375	.384	.350
Item 12	.798	.799	.790
Item 13	.788	.779	.815

Nota:

Los valores en negrita representan el peso factorial de los tres subfactores en el factor SB.

Tabla 3
Indicadores de invarianza factorial del modelo de segundo orden para hombres y mujeres

	χ^2	Dif. χ^2	<i>p</i>	CFI	Dif. CFI
Modelo de base	945.62	-	-	.924	-
Con restricciones en los pesos factoriales	958.46	12.84	.800	.925	-.001
Con restricciones en las varianzas y covarianzas entre factores	960.81	15.18	.890	.925	-.001

Nota:

χ^2 : Razón de chiquadrado; Dif. χ^2 : Diferencias en la razón de chi cuadrado; *p*: Significación de la diferencia; CFI: Índice de Ajuste Comparativo; Dif. CFI: Diferencias en el Índice de Ajuste Comparativo.

Tabla 4
Correlaciones entre puntuaciones del ISA según género

	SH	SB	SB(P)	SB(G)	SB(I)
SH	-	.67	.55	.57	.51
SB	.72	-	.86	.83	.74
SB(P)	.58	.87	-	.56	.55
SB(G)	.64	.82	.57	-	.46
SB(I)	.51	.73	.57	.50	-

Nota:

En el cuadrante superior están las correlaciones del grupo de mujeres (n= 555) y en el cuadrante inferior están las correlaciones del grupo de varones (n= 190).

SH: Sexismo hostil; SB: Sexismo benevolente; SB(P): Paternalismo protector; SB(G): Diferenciación por género; SB(I): Intimidad heterosexual.

Todas las correlaciones fueron significativas al nivel de $p < 0.01$.

Tabla 5
Puntuaciones medias en el ISA en la muestra total y diferenciando por género

	Todos	Mujeres	Varones	
		<i>n</i> = 555	<i>n</i> = 190	
	<i>M (DS)</i>	<i>M (DS)</i>	<i>M (DS)</i>	<i>t-test</i>
Hostil	18.0 (12.3)	18.2 (12.2)	17.5 (12.8)	<i>ns</i>
Benevolente	18.0 (9.8)	18.0 (9.8)	18.2 (10.0)	<i>ns</i>
SB_P	6.0 (4.1)	5.9 (4.1)	6.1 (4.2)	<i>ns</i>
SB_G	4.7 (4.0)	4.8 (4.0)	4.5 (3.9)	<i>ns</i>
SB_I	4.3 (4.6)	4.3 (4.6)	4.4 (4.7)	<i>ns</i>

Tabla 6

Comparación de medias de SH y SB en mujeres y hombres en relación a si ha perpetrado o sufrido violencia física

		Nunca ha ejercido		Ha ejercido		Nunca ha sufrido		Ha sufrido	
		violencia		violencia		violencia		violencia	
		<i>M (DS)</i>	<i>M (DS)</i>	<i>t-test</i>	<i>d</i>	<i>M (DS)</i>	<i>M (DS)</i>	<i>t-test</i>	<i>d</i>
Mujeres	SH	17.39 (12.60)	20.30 (11.43)	-2.64**	-.24	17.85 (12.40)	19.68 (11.91)	<i>ns</i>	
	SB	17.21 (9.70)	19.74 (9.85)	-2.79**	-.26	17.48 (9.53)	19.49 (10.37)	-2.12*	-.20
Hombres	SH	17.89 (12.64)	16.97 (13.47)	<i>ns</i>		16.63 (12.58)	19.33 (13.41)	<i>ns</i>	
	SB	17.59 (9.79)	18.77 (10.88)	<i>ns</i>		17.27 (10.11)	19.34 (10.20)	<i>ns</i>	

* $p < .05$

** $p < .01$

Referencias bibliográficas

- Allen, C.T., Swan, S.C., & Raghavan, C. (2009). Gender symmetry, sexism, and intimate partner violence. *Journal of Interpersonal Violence, 24*(11), 1816–1834. doi: 10.1177/0886260508325496
- Allport, G.W. (1954). *The nature of prejudice*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- APA Presidential Task Force on Evidence-Based Practice. (2006). Evidence-based practice in psychology. *American Psychologist, 61*(4), 271–285.
- Arbach, K., Nguyen, T., & Bobbio, A. (2015). Violencia física en el noviazgo: análisis de los tipos diádicos en población argentina. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, 7*, 38–46.
- Arbuckle, J.L. (2013). *AMOS (Version 21)*. Chicago: IBM SPSS.
- Capaldi, D.M., Knoble, N.B., Shortt, J.W., & Kim, H.K. (2012). A systematic review of risk factors for intimate partner violence. *Partner Abuse, 3*(2), 231–280. doi: 10.1891/1946-6560.3.2.231
- Cárdenas, M., Lay, S.L., González, C., Calderón, C., & Alegría, I. (2010). Ambivalent Sexism Inventory: adaptation, validation and relationship to psychosocial variables. *Salud & Sociedad, 1*(2), 125–135.
- Cheung, G.W., & Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 9*(2), 233–255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin, 112*(1), 155–159. doi: 10.1037/0033-2909.112.1.155
- Expósito, F., Moya, M.C., & Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: medición y correlatos. *Revista de Psicología Social, 13*(2), 159–169.
- Flood, M., & Pease, B. (2006). *The factors influencing community attitudes in relation to violence against women: a critical review of the literature*. Carlton South, Vic: Vic Health.
- Furlani, C., & Salas, T. (2015). *Creencias sobre roles de género y violencia en el noviazgo*.

- (Tesis de grado). Universidad Nacional de Córdoba, Córdoba, Argentina.
- Garaigordobil, M. (2013). Sexismo y alexitimia: correlaciones y diferencias en función del género, la edad, y el nivel de estudios. *Anales de Psicología*, 29(2), 368–377. doi: 10.6018/analesps.29.2.132261
- Georges, D., & Mallery, P. (2001). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Giacometti, M. (2016, 19 de Octubre). Multitudinaria marcha contra la violencia de género y los femicidios. *Ámbito*. Recuperado de <http://www.ambito.com/859387-multitudinaria-marcha-contra-la-violencia-de-genero-y-los-femicidios>
- Glick, P., & Fiske, S.T. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 491–512. doi: 10.1037/0022-3514.70.3.491
- Glick, P., & Fiske, S.T. (1997). Hostile and benevolent sexism: Measuring ambivalent sexist attitudes toward women. *Psychology of Women Quarterly*, 21, 119–135.
- Glick, P., & Fiske, S.T. (2011). Ambivalent Sexism revisited. *Psychology of Women Quarterly*, 35(3), 530–535. doi: 10.1177/0361684311414832
- Glick, P., Fiske, S.T., Mladinic, A., Saiz, J.L., Abrams, D., Masser, B., ... López López, W. (2000). Beyond prejudice as simple antipathy: hostile and benevolent sexism across cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(5), 763–775. doi: 10.1037/0022-3514.79.5.763
- Glick, P., Lameiras, M., & Castro, Y.R. (2002). Education and catholic religiosity as predictors of hostile and benevolent sexism toward women and men. *Sex Roles*, 47(9–10), 433–441. doi: 10.1023/A:1021696209949
- Glick, P., Sakalli-Ugurlu, N., Ferreira, M.C., & de Souza, M.A. (2002). Ambivalent Sexism and attitudes toward wife abuse in Turkey and Brazil. *Psychology of Women Quarterly*, 26(4), 292–297. doi: 10.1111/1471-6402.t01-1-00068
- Hu, L., & Bentler, P. (1995). Evaluating model fit. En R. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling: concepts, issues and applications* (pp. 76–99). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Ibabe, I., Arnosó, A., & Elgorriaga, E. (2016). Ambivalent Sexism Inventory: adaptation to Basque population and sexism as a risk factor of dating violence. *The Spanish Journal of Psychology*, 19, E78. doi: 10.1017/sjp.2016.80
- International Union Telecommunication. (2015). The state of broadband 2015: A report by the Broadband Commission for Digital Development. Geneva, Switzerland. Recuperado de <http://www.broadbandcommission.org/Documents/reports/bb-annualreport2015.pdf>
- Kline, R.B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (Fourth)*. New York: Guilford Press.
- León-Ramírez, B., & Ferrando, P. (2014). Assessing sexism and gender violence in a sample of Catalan university students: A validity study based on the Ambivalent Sexism Inventory and the Dating Violence Questionnaire. *Anuario de Psicología/The UB Journal of Psychology*, 44(3), 327–341.
- Lichiziner, D. (2016, 19 de Octubre). ¿Aumento de femicidios o mayor visibilización? Qué pasó en Argentina después del “Ni Una Menos”. *Infobae*. Recuperado de <http://www.infobae.com/sociedad/2016/10/19/aumento-de-femicidios-o-mayor-visibilizacion-que-paso-en-argentina-despues-del-ni-una-menos/>
- Lila, M., Oliver, A., Catalá-Miñana, A., & Conchell, R. (2014). Recidivism risk reduction assessment in batterer intervention programs: a key indicator for program efficacy evaluation. *Psychosocial Intervention*, 23(2), 217–223. doi: 10.1016/j.psi.2014.11.001

- Muñoz-Rivas, M., Rodríguez, J.M.A., Gómez, J.L.G., O'Leary, D.K., & Del Pilar González, M. (2007). Validación de la versión modificada de la Conflicts Tactics Scale (M-CTS) en población juvenil española. *Psicothema*, *19*(4), 693–698.
- Pérez Ramírez, M., & Martínez García, M. (2010). Evaluación de los programas formativos aplicados desde la ejecución penal en la comunidad en delitos de violencia de género. *Invesbreu Criminología*, *(49)*, 5–11.
- Schumacker, R.E., & Lomax, R.G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling* (2nd ed.). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Stith, S.M., Smith, D.B., Penn, C.E., Ward, D.B., & Tritt, D. (2004). Intimate partner physical abuse perpetration and victimization risk factors: a meta-analytic review. *Aggression and Violent Behavior*, *10*(1), 65–98. doi: 10.1016/j.avb.2003.09.001
- Straus, M.A. (2014). Prólogo sobre los tipos diádicos de victimización. En J.M. Tamarit & N. Pereda (Eds.), *La respuesta de la victimología ante las nuevas formas de victimización* (pp. XIX–XXVI). Madrid: Edisofer.
- Straus, M.A., & Gozjolko, K.L. (2014). “Intimate Terrorism” and gender differences in injury of dating partners by male and female university students. *Journal of Family Violence*, *29*(1), 51–65. doi: 10.1007/s10896-013-9560-7
- Straus, M.A., Hamby, S.L., Boney-McCoy, S., & Sugarman, D.B. (1996). The Revised Conflict Tactics Scales (CTS2). *Journal of Family Violence*, *17*(3), 283–316. doi: 10.1177/019251396017003001
- United Nations Development Programme. (2016). *Human Development Report 2016*. New York.
- Vaamonde, J.D., & Omar, A. (2012). Validación argentina del Inventario de Sexismo Ambivalente. *Alternativas En Psicología*, *16*(26), 47–58.
- Van Mol, C. (2017). Improving web survey efficiency: the impact of an extra reminder and reminder content on web survey response. *International Journal of Social Research Methodology*, *20*(4), 317–327. doi: 10.1080/13645579.2016.1185255
- Yamawaki, N., Ostenson, J., & Brown, R.C. (2009). The functions of gender role traditionality, ambivalent sexism, injury, and frequency of assault on domestic violence perception: a study between Japanese and American college students. *Violence Against Women*, *15*(9), 1126–1142. doi: 10.1177/1077801209340758
- Zubieta, E., Beramendi, M., Sosa, F., & Torres, J.A. (2011). Sexismo ambivalente, estereotipos y valores en el ámbito militar. *Revista de Psicología*, *29*(1), 101–130.

Recibido: 12 de mayo de 2017
 Aceptado: 11 de marzo de 2019