

---

## VALIDEZ DE LA VERSIÓN REDUCIDA DE LA ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE EN EL SALVADOR Y MÉXICO

### VALIDITY OF THE REDUCED VERSION OF THE AMBIVALENT SEXISM INVENTORY IN EL SALVADOR AND MEXICO

ENRIQUE BONILLA-ALGOVIA Y ESTHER RIVAS-RIVERO  
*Universidad de Alcalá, España*

Citación: Bonilla-Algovia, E., & Rivas-Rivero, E. (2020). Validez de la versión reducida de la Escala de sexismo ambivalente en El Salvador y México. *Revista Mexicana de Psicología*, 37(2), 92-103.

---

**Resumen:** La evolución del sexismo en las últimas décadas evidencia la necesidad de disponer de instrumentos que permitan investigar sus nuevas manifestaciones. El propósito de este estudio ha sido analizar las propiedades psicométricas de la versión reducida de la Escala de sexismo ambivalente en El Salvador y en México. La muestra se compuso de 211 estudiantes de nacionalidad salvadoreña y 270 de nacionalidad mexicana, procedentes de distintas universidades. La dimensionalidad se analizó mediante análisis factorial confirmatorio y la confiabilidad, mediante la alfa de Cronbach y la fiabilidad compuesta. Los resultados mostraron que la estructura de 2 factores correlacionados tenía buen ajuste y presentaba buenas propiedades psicométricas. Los 2 factores, sexismo hostil y sexismo benévolo, coincidieron con la literatura. En consecuencia, se constata que la Escala de sexismo ambivalente es una escala válida y fiable para medir el sexismo ambivalente en los contextos salvadoreño y mexicano.

*Palabras clave:* actitudes, creencias, desigualdad de género, estudio instrumental, invariancia factorial.

**Abstract:** Sexism evolution in recent decades demonstrates the need for scales that allow investigating sexism new manifestations. This study has aimed to analyze the psychometric properties of the reduced version of the Ambivalent Sexism Inventory in El Salvador and Mexico. The sample was composed by 211 students from El Salvador and 270 from Mexico at several universities. Dimensionality was analyzed through confirmatory factor analysis and reliability was analyzed through Cronbach's alpha and composite reliability. Results showed that the 2 correlated factors structure had good fit and good psychometric properties. Both factors, namely, Hostile Sexism and Benevolent Sexism, agreed with literature. Therefore, the Ambivalent Sexism Inventory is a valid and reliable scale to measure ambivalent sexism in the Salvadoran and Mexican contexts.

*Keywords:* attitudes, beliefs, gender inequality, instrumental study, factorial invariance.

---

La violencia contra las mujeres es un problema social y de salud pública que tiene lugar en todo el mundo, con independencia de factores como la cultura, la zona geográfica u otras características (Ali y Naylor, 2013; Bott, Guedes, Ruiz-Celis y Adams Mendoza, 2019; Ferrer Pérez y Bosch Fiol, 2006; Rivas Rivero, Bonilla Algovia, Redondo Pacheco, Panadero Herrero y Vázquez Cabrera, 2020). Es una

---

manifestación de las desigualdades de poder existentes entre hombres y mujeres, y tiene un alto impacto personal y social (Arredondo Provecho, Pliego Pilo y Gallardo Pino, 2018; Rivas, Bonilla y Vázquez, 2020; Rivas-Rivero y Bonilla-Algovia, 2020; Sutherland, Easteal, Holland y Vaughan, 2019), tal que puede costar la vida de las mujeres, en lo que se denomina femicidio (Contreras Taibo,

Este trabajo se ha realizado con el apoyo de un Contrato Predoctoral de Formación de Profesorado Universitario de la Universidad de Alcalá.

Dirigir correspondencia a Enrique Bonilla Algovia. Área de Psicología Social. Universidad de Alcalá. Calle San Cirilo s/n, 28801, Alcalá de Henares (Madrid, España). Correo electrónico: enrique.bonilla@uah.com

2014; Prieto-Carrón, Thomson y Macdonald, 2007). Por lo tanto, para eliminar las diferentes formas de violencia contra las mujeres es fundamental el estudio de los factores asociados.

En las últimas décadas, se han realizado distintos estudios en todo el mundo en los que se pone de manifiesto la magnitud de este grave problema social. Las estadísticas muestran que, a nivel mundial, aproximadamente una de cada tres mujeres ha experimentado violencia física y/o sexual en la pareja durante su vida (Devries et al., 2013; Yakubovich et al., 2018). Estas estimaciones coinciden con las encontradas en América Latina y el Caribe (Bott et al., 2019). La Organización Panamericana de la Salud, en un análisis comparativo de 12 países, halló que el porcentaje de mujeres alguna vez casadas o unidas que informaron de violencia física o sexual por parte del esposo o compañero osciló entre 17%, en República Dominicana, y 53.3%, en Bolivia (Bott, Guedes, Goodwin y Adams Mendoza, 2014).

En los contextos específicos de El Salvador y México, países donde se ubicó el presente estudio, la prevalencia de violencia contra las mujeres en la pareja es similar a la de otros países de América Latina (Jaen Cortés, Rivera Aragón, Amorin de Castro y Rivera Rivera, 2015; Navarro-Mantas, Velásquez, Lemus y Megías, 2018). En México, según la Encuesta Nacional sobre la Dinámica de las Relaciones en los Hogares, 43.9% de las mujeres de 15 o más años ha sido objeto de violencia por parte de su actual o última pareja (esposo o novio; Instituto Nacional de Estadística y Geografía, s.f.). En El Salvador, según la Encuesta Nacional de Violencia contra las Mujeres, aproximadamente 47% de las mujeres de 15 o más años que tiene o ha tenido pareja ha sido objeto de violencia (Dirección General de Estadística y Censos, 2018).

La violencia contra las mujeres, no obstante, trasciende el ámbito de la pareja heterosexual e incluye otras formas de violencia, como el tráfico de mujeres y niñas, la violencia y el acoso sexual independientemente de la relación con la víctima, los matrimonios forzados, la mutilación genital femenina y otras manifestaciones nocivas que históricamente se ha ocultado (García-Moreno et al., 2015). El patriarcado es uno de los sistemas históricos de dominación masculina que encuentra su asiento en distintas formas de organización social y política y que se compone de varios factores de relaciones sociales y de diversos elementos culturales (Lagarde y de los Ríos, 2005). Los modelos feministas explicativos de la violencia contra las mujeres ponen el foco, entre otros, en el sexismo, al considerarlo uno de los elementos que conforman la ideología patriarcal y so-

bre los que se asienta este tipo de violencia (Bosch-Fiol y Ferrer-Pérez, 2019).

El sexismo es una actitud que puede manifestarse de diversas formas y se dirige hacia las personas en virtud de su sexo (Garaigordobil y Aliri, 2013), es decir, se refiere a las creencias sobre las características, los comportamientos y los roles que se consideran adecuados para hombres y mujeres y sobre la relación entre ambos (Durán, Moya, Megías y Viki, 2010). El sexismo tradicional, basado en el prejuicio explícito y abiertamente hostil hacia las mujeres, ha ido evolucionando a lo largo de los años hacia formas más sutiles y engañosas. Esto no quiere decir que el sexismo haya desaparecido de la sociedad, sino que, dado que es un reflejo del contexto sociohistórico, ha tornado hacia formas menos explícitas que perpetúan la dominación masculina sin el rechazo social del sexismo tradicional. En este contexto, desde la disciplina psicológica, los primeros modelos teóricos comenzaron centrándose en los prejuicios más visibles y directos hacia las mujeres y, posteriormente, integraron una visión simultánea de lo hostil y lo sutil (López-Sáez, García-Dauder y Montero, 2019).

Entre las teorías que integran las nuevas formas de sexismo destaca la teoría del sexismo ambivalente (Glick y Fiske, 1996). Ésta entiende el sexismo como un constructo multidimensional y se centra en la ambivalencia de las actitudes hacia las mujeres. El sexismo ambivalente incluye dos dimensiones de sexismo que, aunque se correlacionan, tienen una carga afectiva opuesta: el sexismo hostil y el sexismo benévolo (Glick y Fiske, 1996). El sexismo hostil tiene una carga afectiva negativa e incluye las actitudes intolerantes y hostiles contra las mujeres (Gaspodini, Formiga y Falcke, 2019; Janos y Espinosa, 2018). El sexismo benévolo tiene una carga afectiva subjetivamente positiva e incluye actitudes que muestran a las mujeres de manera estereotipada y limitadas a ciertos roles tradicionalmente femeninos (Glick y Fiske, 1996). Ambas formas de sexismo, a pesar de tener una carga afectiva opuesta, operan de manera conjunta para mantener la desigualdad de género y dan lugar a la ambivalencia sexista.

Las actitudes y creencias sexistas pueden generar un clima social en el que se legitime y se tolere la desigualdad de género y la violencia que se ejerce contra las mujeres (Sanchez-Prada, Delgado-Alvarez, Bosch-Fiol y Ferrer-Perez, 2019). Este tipo de violencia tiene un origen multicausal y, en el nivel social-comunitario, las actitudes sexistas y favorables hacia la violencia son factores de riesgo que pueden incrementar su incidencia (Flood y Pease, 2009; Puente-Martínez, Ubillos-Landa, Echeburúa y Páez-Rovira, 2016). En este sentido, con base en distintas

investigaciones realizadas con población joven y adolescente, existe evidencia de que los factores ideológicos y actitudinales, como el sexismo ambivalente, influyen en la percepción y la interpretación de la violencia contra las mujeres (Durán, Campos-Romero y Martínez-Pecino, 2014; Durán, Moya y Megías, 2011; Durán et al., 2010).

La literatura académica informa de que el sexismo ambivalente, en distintos contextos culturales y geográficos, se ha relacionado con las actitudes que justifican la violencia y el abuso contra las mujeres (Garaigordobil y Aliri, 2013; Glick, Sakalli-Ugurlu, Ferreira y Souza, 2002), los obstáculos en su comprensión (Durán et al., 2014) y en su identificación (Marques-Fagundes, Megías, García-García y Petkanopoulou, 2015), los mitos sobre la violencia sexual (Janos y Espinosa, 2018), la legitimidad de la jerarquía de género (Glick y Whitehead, 2010), las distorsiones cognitivas sobre la violencia y los roles de género (Bonilla Algovia y Rivas Rivero, 2019) y la falta de atribución de responsabilidad y la minimización del daño por parte de los agresores (Guerrero-Molina, Moreno-Manso, Guerrero-Barona y Cruz-Márquez, 2017). Por lo tanto, a raíz de los resultados de las distintas investigaciones, el sexismo forma parte de la ideología patriarcal y es uno de los elementos sobre los que se asienta la violencia contra las mujeres (Bosch-Fiol y Ferrer-Pérez, 2019; Sanchez-Prada et al., 2019).

La evolución del sexismo en la sociedad contemporánea pone de manifiesto la necesidad de validar escalas que permitan analizar sus nuevas manifestaciones. La Escala de sexismo ambivalente (ASI, por sus siglas en inglés) se diseñó con base en la teoría del sexismo ambivalente con el objetivo de medir las dos caras del sexismo moderno: las actitudes hostiles y las actitudes benévolas (Glick y Fiske, 1996). Se ha demostrado la validez de la ASI con muestras de numerosos contextos culturales y países, incluidos algunos de América Latina y el Caribe (Glick et al., 2000, 2002), entre los que se encuentra México (León-Ramírez y Ferrando, 2013). Sin embargo, no se han encontrado estudios que analicen las propiedades psicométricas de la versión reducida de la ASI ni para México ni para El Salvador.

Ante esto, el propósito de este trabajo ha consistido en estudiar las propiedades psicométricas de la versión reducida de la ASI (Rodríguez Castro, Lameiras Fernández y Carrera Fernández, 2009) en población universitaria de El Salvador y México. Disponer de instrumentos breves con buenas propiedades psicométricas es muy importante tanto desde un punto de vista de la investigación como desde el punto de vista de la intervención, ya que posibilitan una rápida aplicación, reducen la desmotivación y obtienen información similar a la de los instrumentos extensos

(Balluerka y Gorostiaga, 2012). Las hipótesis que se plantearon fueron que la escala tendría una estructura de dos factores, un factor relativo al sexismo hostil y otro relativo al sexismo benévolo, y que la fiabilidad de los constructos sería adecuada para ambos países.

## MÉTODO

### *Participantes*

En la investigación participaron un total de 481 estudiantes universitarios de El Salvador y México. El muestreo realizado en ambos países fue intencional y no aleatorio. Participaron estudiantes de licenciaturas en Ciencias de la Educación de distintas universidades. La muestra de El Salvador se compuso de 211 estudiantes (61.61 % mujeres y 38.39 % hombres), con una edad media de 22.43 años ( $DT = 4.92$ ), que cursaban estudios en San Salvador y Sonsonate. En cuanto a la situación económica de las familias, 47.83 % manifestó que trabajaban sus dos progenitores; 41.55 %, que trabajaba uno de los progenitores; 7.73 %, que trabajaban otros familiares; y 2.90 %, que no trabajaba nadie en la unidad familiar. La muestra de México se compuso de 270 estudiantes (75.93 % mujeres, 23.33 % hombres y 0.74 % otro), con una edad media de 21.77 años ( $DT = 3.21$ ), que cursaban estudios en la Ciudad de México. De ellos, 50.74 % indicó que en la unidad familiar trabajaban ambos progenitores; 44.07 %, que trabajaba uno de los progenitores; 1.48 %, que trabajaban otros familiares; y 3.70 %, que nadie tenía trabajo.

### *Instrumento*

El instrumento se compuso de los siguientes apartados:

1. Características sociodemográficas: edad, género (*hombre, mujer y otro*) y situación económica de la familia.
2. ASI (Glick y Fiske, 1996). Este estudio utilizó la versión reducida y validada en español (Rodríguez Castro et al., 2009). La ASI parte de la teoría del sexismo ambivalente y mide actitudes de sexismo hacia las mujeres. Mientras la versión original se compone de 22 ítems, la versión reducida consta de 12 ítems. Éstos se agrupan en dos factores de seis ítems cada uno: sexismo hostil y sexismo benévolo. La ASI tiene un formato de respuesta tipo Likert de seis puntos (0, *totalmente en desacuerdo*; 1, *moderadamente en desacuerdo*; 2, *le-*

*vemente en desacuerdo; 3, levemente de acuerdo; 4, moderadamente de acuerdo; 5, totalmente de acuerdo*). A mayor puntuación en la escala, mayor nivel de sexismo. La fiabilidad de la escala en la validación española fue de .82 en el factor de sexismo hostil y .67 en el de sexismo benévolo (Rodríguez Castro et al., 2009). Asimismo, en el estudio se informó de que las cargas factoriales y las comunalidades de los 12 ítems fueron adecuadas.

### Procedimiento

La investigación se basó en una estrategia metodológica cuantitativa y el diseño fue *ex post facto*. La información se tomó por medio de un cuestionario estructurado en distintas universidades de El Salvador y México. El muestreo fue intencional y no aleatorio. En cuanto a la recogida de datos, en primer lugar, se informó a los participantes de los objetivos y las características de la investigación y se explicó que la participación era voluntaria y que los datos se recababan de forma anónima. En segundo lugar, se solicitó el consentimiento informado y se garantizó la confidencialidad de los datos. En tercer y último lugar, se recogió la información por medio de un cuestionario autoaplicado, sin dar ninguna remuneración a cambio. El tiempo aproximado de cumplimentación del cuestionario fue de 40 minutos.

### Análisis

La base de datos y los análisis estadísticos se realizaron con el programa IBM SPSS Statistics 22.0. Los estadísticos descriptivos que se utilizaron fueron la media, el error típico y la desviación típica. Para analizar la distribución normal de los datos, se calcularon los valores de asimetría, curtosis y la prueba de Mardia. La estructura factorial de la ASI se evaluó mediante análisis factorial exploratorio y análisis factorial confirmatorio. En este último se tomaron los siguientes índices de ajuste: la ji cuadrada (CMIN), los grados de libertad, la significación, la razón CMIN / gl, el índice de bondad de ajuste (GFI), el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI), el índice Tucker-Lewis (TLI), la raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA; Medrano y Muñoz-Navarro, 2017). Para valorar la validez y fiabilidad del modelo, se tuvieron en cuenta las cargas factoriales, las correlaciones ítem-total corregidas, la alfa de Cronbach y la fiabilidad compuesta. La invariancia entre hombres y mujeres se comprobó

a partir de análisis factorial multigrupo. Éste consiste en una comparación de modelos anidados con varios niveles de restricción y examina la equivalencia de un constructo entre distintos grupos, en este caso, entre mujeres y hombres. Los tipos de invariancia evaluados, de menor a mayor nivel de restricción, fueron los siguientes: de configuración (equivalencia de la construcción del modelo), métrica (equivalencia de las cargas factoriales) y escalar (equivalencia de las intersecciones de los ítems). Para ello, debido a la sensibilidad de la CMIN al tamaño de la muestra, se emplearon como estadísticos de ajuste las diferencias en CFI y en RMSEA. Los criterios de invariancia suelen ser más o menos conservadores dependiendo del número de grupos que se comparan, sin embargo, los criterios generales recomendados son  $\Delta CFI \leq -.01$  y  $\Delta RMSEA \leq .01$  (Rutkowski y Svetina, 2014). Éstos han sido los criterios de invariancia que se han seguido en esta investigación. La asociación entre el sexismo hostil y el sexismo benévolo se puso a prueba mediante las correlaciones de Pearson. Los análisis factoriales confirmatorios se hicieron con el programa estadístico IBM AMOS 24.0. Para considerar un resultado estadísticamente significativo, se utilizó una probabilidad de cometer un error tipo I ( $p \leq .05$ ).

## RESULTADOS

El análisis de valores perdidos de los 12 ítems de la ASI mostró que cinco participantes de El Salvador no habían contestado a la totalidad de la escala, por lo que se procedió a la eliminación de los mismos de la base de datos; quedó una muestra final de 206 participantes (128 mujeres y 78 hombres) que habían contestado a todas las preguntas. En México, en cambio, no hubo datos perdidos, por lo que la muestra se mantuvo intacta ( $n = 270$ ).

La tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos y las pruebas de normalidad univariante y multivariante. En la muestra de El Salvador, las medias respecto al acuerdo con las actitudes sexistas oscilaron entre 2.08 y 3.80. En la muestra de México, las medias oscilaron entre 0.83 y 2.46. Las desviaciones típicas de ambas muestras se encuentran entre los valores 1 y 2, y los coeficientes de curtosis y asimetría son inferiores al valor absoluto 2.50. La normalidad multivariante, medida mediante la prueba de Mardia, produjo un coeficiente de 23.23 para la muestra de El Salvador y 36.32 para la de México. Con base en los resultados de las pruebas de normalidad (prueba de Mardia  $< 70$ ), los análisis factoriales se llevaron a cabo con el método máxima verosimilitud (Rodríguez Ayán y Ruiz Díaz, 2008).

Tabla 1. *Análisis descriptivo de los ítems*

Ítem	El Salvador					
	M	DT	ET	Curtosis	Asimetría	Prueba de Mardia
1	2.08	1.75	0.12	-1.22	0.25	23.23
2	2.08	1.66	0.12	-1.13	0.25	
3	2.15	1.74	0.12	-1.24	0.22	
4	2.31	1.71	0.12	-1.19	0.06	
5	2.34	1.72	0.12	-1.23	-0.02	
6	2.34	1.63	0.11	-1.02	0.10	
7	2.85	1.70	0.12	-0.97	-0.45	
8	3.80	1.58	0.11	0.65	-1.31	
9	3.55	1.64	0.11	-0.14	-0.99	
10	2.68	1.90	0.13	-1.41	-0.17	
11	3.19	1.72	0.12	-0.75	-0.67	
12	2.28	1.81	0.13	-1.32	0.10	

Ítem	México					
	M	DT	ET	Curtosis	Asimetría	Prueba de Mardia
1	1.83	1.54	0.09	-1.10	0.25	36.32
2	1.39	1.37	0.08	-0.45	0.66	
3	1.61	1.54	0.09	-0.87	0.52	
4	1.80	1.50	0.09	-0.87	0.39	
5	1.76	1.56	0.10	-0.98	0.43	
6	1.65	1.58	0.10	-0.96	0.49	
7	1.66	1.46	0.09	-0.84	0.43	
8	2.46	1.71	0.10	-1.19	-0.10	
9	1.69	1.61	0.10	-0.86	0.52	
10	0.99	1.43	0.09	0.83	1.37	
11	1.38	1.40	0.09	-0.53	0.69	
12	0.83	1.26	0.08	2.43	1.71	

La estructura de la escala se evaluó, en primer lugar, por medio de análisis factorial exploratorio. Las medidas Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de muestreo y las pruebas de esfericidad de Bartlett produjeron valores satisfactorios para El Salvador ( $\kappa_{MO} = .83$ ; Bartlett = 877.81,  $p < .001$ ) y para México ( $\kappa_{MO} = .87$ ; Bartlett = 1,180.10,  $p < .001$ ). La matriz factorial rotada, utilizando el método de rotación Varimax con normalización Kaiser, arrojó para ambos países una estructura bifactorial acorde con la teoría del sexismo ambivalente (Glick y Fiske, 1996): los ítems 1, 2, 3, 4, 5 y 6 compusieron el sexismo hostil y los ítems 7, 8, 9, 10, 11 y 12 compusieron el sexismo benévolo. Esta estructura, además, coincidió con la hallada en la validación española de la versión reducida de la ASI (Rodríguez Castro et al., 2009).

Con base en los resultados anteriores, la estructura bifactorial de la ASI planteaba dos posibilidades: un modelo de dos factores independientes (MA) y un modelo de dos factores correlacionados (MB). Se puso a prueba ambos modelos mediante análisis factorial confirmatorio. Tanto en la muestra salvadoreña como en la mexicana, los dos modelos presentaron estimadores estadísticamente significativos. La comparación entre el MA y el MB mostró que este último presentaba una mayor calidad de ajuste, sin embargo, algunos indicadores fueron insuficientes (véase la tabla 2). Por lo tanto, con el fin de mejorar el ajuste, se estudiaron los índices de modificación y la reespecificación del MB. El modelo resultante de la reespecificación puede verse en la tabla 2 como MB-R. En la muestra de El Salvador, tras correlacionar los errores de los ítems 5 y 6, los indicadores de la calidad de ajuste mejoraron (MB-R vs. MB):  $\Delta_{CMIN} = -32.66$ ,  $\Delta_{gl} = -1$ ,  $\Delta_{(CMIN / gl)} = -0.58$ ,  $\Delta_{GFI} = .03$ ,  $\Delta_{CFI} = .04$ ,  $\Delta_{TLI} = .05$ ,  $\Delta_{SRMR} = -.01$ ,  $\Delta_{RMSEA} = -.01$ . En la muestra de México, tras correlacionar los errores de los ítems 8 y 9, la calidad de ajuste también mejoró (MB-R vs. MB):  $\Delta_{CMIN} = -12.69$ ,  $\Delta_{gl} = -1$ ,  $\Delta_{(CMIN / gl)} = -0.19$ ,  $\Delta_{GFI} = .01$ ,  $\Delta_{CFI} = .01$ ,  $\Delta_{TLI} = .01$ ,  $\Delta_{SRMR} = .00$ ,  $\Delta_{RMSEA} = .00$ .

La figura 1 muestra los diagramas estructurales definitivos para cada uno de los países. Las cargas factoriales, las covarianzas y las varianzas fueron estadísticamente significativas en las dos muestras. En la de El Salvador, las cargas factoriales en el sexismo hostil oscilaron entre .58 y .81, mientras que, en el sexismo benévolo, las cargas oscilaron entre .38 y .72. La correlación entre los errores y la correlación entre los factores fue de .41 y .28 ( $p < .01$ ), respectivamente. En la muestra de México, las cargas factoriales oscilaron entre .62 y .74 en el sexismo hostil y entre .43 y .73 en el sexismo benévolo. La correlación entre los errores

Tabla 2. Indicadores de bondad de ajuste

<i>País</i>	<i>Modelo factorial</i>	<i>CMIN</i>	<i>gl</i>	<i>p</i>	<i>CMIN / gl</i>	<i>GFI</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>	<i>SRMR</i>	<i>RMSEA</i>
El Salvador	MA	157.99	54	< .001	2.93	.89	.88	.85	.12	.10
	MB	146.64	53	< .001	2.77	.89	.89	.86	.09	.09
	MB-R	113.98	52	< .001	2.19	.92	.93	.91	.08	.08
México	MA	251.03	54	< .001	4.65	.88	.83	.79	.21	.12
	MB	152.39	53	< .001	2.88	.92	.91	.89	.06	.08
	MB-R	139.70	52	< .001	2.69	.93	.92	.90	.06	.08

Nota: MA = modelo de dos factores independientes; MB = modelo de dos factores correlacionados; MB-R = MB reespecificado.

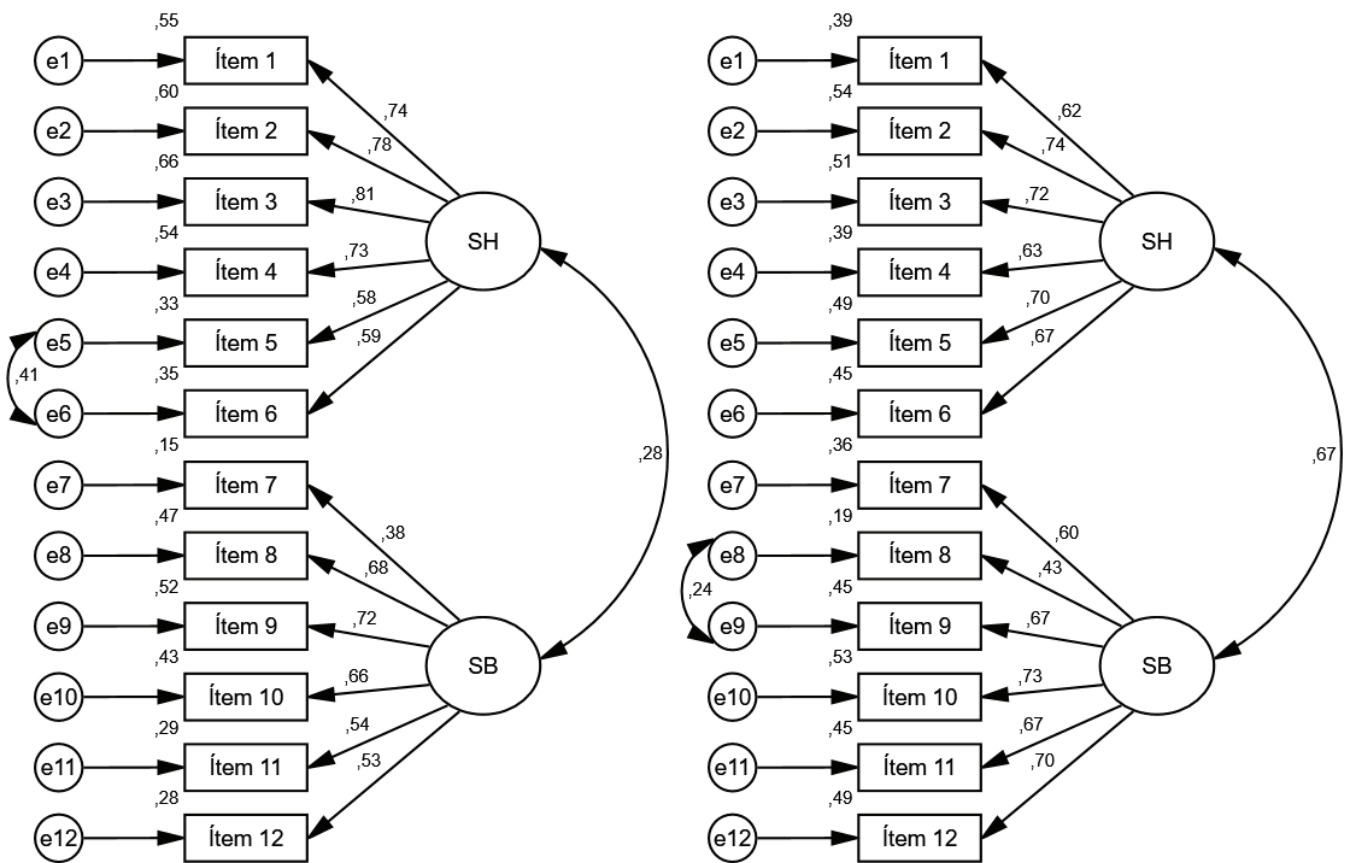


Figura 1. Diagramas estructurales. El Salvador a la izquierda, México a la derecha. SB = sexismo benévolo; SH = sexismo hostil.

( $r = .24$ ) y la correlación entre el sexismo hostil y el sexismo benévolo ( $r = .67$ ) fueron positivas y significativas ( $p < .01$ ).

En la tabla 3 se exponen las estadísticas de los ítems para cada uno de los factores y los valores de fiabilidad global de la escala. En la muestra de El Salvador, las correlaciones ítem-total corregidas oscilaron entre .60 y .71 en el sexismo hostil y entre .34 y .57 en el sexismo benévolo, mientras que la fiabilidad fue adecuada ( $\alpha$  de la ASI = .82;  $\alpha$  del sexismo hostil = .86;  $\alpha$  del sexismo benévolo = .76). En la muestra de México, las correlaciones ítem-total corregidas oscilaron entre .57 y .66 en el sexismo hostil y entre .42 y .63 en el sexismo benévolo. Asimismo, se encontraron coeficientes alfa de Cronbach satisfactorios para la puntuación total de la ASI ( $\alpha = .87$ ), el sexismo hostil ( $\alpha = .84$ ) y el sexismo benévolo ( $\alpha = .80$ ). En consecuencia, los resultados de las pruebas de fiabilidad mostraron que, para ambos países, la versión reducida de la ASI era una escala fiable.

Tras conocer que la versión reducida de la ASI presentaba buenas propiedades psicométricas para ambos países, se procedió a realizar análisis factoriales multigrupo entre mujeres y hombres para evaluar la invariancia factorial

(véase la tabla 4). El análisis comparó una sucesión de modelos anidados cada vez más restrictivos. El modelo base de cada país fue el que se validó anteriormente con análisis factorial confirmatorio, es decir, el MB-R. En este sentido, partiendo del modelo base de cada país, se fueron añadiendo restricciones progresivamente hasta llegar al modelo más restrictivo: modelo con la misma estructura factorial y sin restricciones entre los grupos (M1), modelo con cargas factoriales equivalentes entre los grupos (M2) y modelo con cargas factoriales e intersecciones de los ítems equivalentes entre los grupos (M3). El análisis multigrupo, tomando como referencia los cambios en el CFI y en el RMSEA, mostró que la versión reducida de la ASI parece que era equivalente entre las mujeres y los hombres de El Salvador y México.

Por último, se calcularon las correlaciones de Pearson entre el sexismo hostil y el sexismo benévolo. Los resultados mostraron que los coeficientes eran estadísticamente significativos y tenían una dirección positiva, de manera que, a mayor aceptación del sexismo hostil, había una mayor aceptación del sexismo benévolo y viceversa. La correlación entre ambos constructos fue más elevada en la mues-

Tabla 3. Estadísticas de los ítems por factor y fiabilidad global de la escala

Ítem	El Salvador				México					
	$r_{it}$	$\alpha$ si se suprime el ítem	CR	$\alpha$ del factor	$\alpha$ de la escala	$r_{it}$	$\alpha$ si se suprime el ítem	CR	$\alpha$ del factor	$\alpha$ de la escala
Sexismo hostil			.86	.86	.82			.84	.84	.87
1	.65	.84				.57	.82			
2	.70	.83				.66	.80			
3	.71	.83				.64	.80			
4	.67	.84				.59	.81			
5	.60	.85				.63	.81			
6	.62	.85				.59	.81			
Sexismo benévolo			.76	.76				.81	.80	
7	.34	.76				.51	.78			
8	.55	.71				.42	.80			
9	.57	.70				.63	.75			
10	.55	.71				.63	.75			
11	.50	.72				.58	.76			
12	.49	.72				.59	.76			

Nota: CR = fiabilidad compuesta;  $r_{it}$  = correlación ítem-total corregida;  $\alpha$  = alfa de Cronbach.

Tabla 4. *Invariancia entre hombres y mujeres*

País	Modelo anidado	CMIN	gl	CMIN / gl	CFI	RMSEA	Modelos comparados	$\Delta$ CMIN	$\Delta$ gl	p
El Salvador	M1	164.62	104	1.58	.92	.05				
	M2	189.11	114	1.66	.91	.06	M2 vs. M1	24.48	10	.006
	M3	190.87	117	1.63	.91	.06	M3 vs. M2	1.77	3	.622
México	M1	239.18	104	2.30	.88	.07				
	M2	255.10	114	2.24	.88	.07	M2 vs. M1	15.92	10	.102
	M3	260.83	117	2.23	.88	.07	M3 vs. M2	5.74	3	.125

Nota: M1 = modelo base; M2 = M1 + cargas factoriales equivalentes; M3 = M2 + intersecciones de los ítems equivalentes.

tra de México ( $r = .56, p < .001$ ) que en la de El Salvador ( $r = .26, p < .001$ ).

## DISCUSIÓN

El sexismo es uno de los elementos sobre los que ponen el foco los modelos explicativos de la violencia contra las mujeres porque, como actitud que perpetúa las desigualdades de género, forma parte de la ideología patriarcal que sustenta este tipo de violencia (Bosch-Fiol y Ferrer-Pérez, 2019). No obstante, las actitudes sexistas, que por tradición han sido abiertamente hostiles y discriminatorias contra las mujeres, han evolucionado hacia formas más sutiles. Esta transformación del sexismo en la sociedad lo hace más difícil de identificar (López-Sáez et al., 2019). Por lo tanto, se necesitan instrumentos que, como la ASI, permitan analizar las nuevas formas de sexismo (Glick y Fiske, 1996; Glick et al., 2000). Ante esto, el propósito de la presente investigación ha sido analizar la validez y fiabilidad de la versión reducida de la ASI en población joven de El Salvador y México.

La dimensionalidad de la escala para ambos países se exploró mediante análisis factorial exploratorio. La estructura factorial resultante, en la misma línea que la validación española (Rodríguez Castro et al., 2009), se compuso de dos factores: sexismo hostil (seis ítems) y sexismo benévolo (seis ítems). La distribución de los ítems entre los factores coincidió con la de la versión original de la ASI (Glick y Fiske, 1996). El análisis factorial confirmatorio de los modelos alternativos constató que, tanto para El Salvador como

para México, el MB-R era el que presentaba mejor ajuste. Todos los índices utilizados para evaluar la bondad de ajuste estuvieron dentro de los valores aceptables (Medrano y Muñoz-Navarro, 2017; Menezes et al., 2019). Asimismo, se evaluaron los parámetros de los modelos de cada país y se encontró que todos los estimadores fueron significativos, ya que se hallaron cargas factoriales superiores a .30 en todos los ítems (Montero Rojas, 2013).

Los estadísticos de consistencia interna de la escala ( $\alpha > .70$ ) y de homogeneidad de los ítems ( $r_{it}$  corregidas  $> .30$ ) cumplieron con los criterios de aceptabilidad para ambos países (Carretero-Dios y Pérez, 2005; Silva et al., 2015). La fiabilidad global de la escala fue de .82 para El Salvador y .87 para México. Estos resultados están en línea con los obtenidos en estudios previos. Rodríguez Castro et al. (2009), en la validación española de la versión reducida de la ASI, informaron de una fiabilidad de .83, mientras que León-Ramírez y Ferrando (2013), en la validación mexicana de la versión extensa, informaron de una fiabilidad de .88. Asimismo, en cuanto a la consistencia interna de los factores de la ASI, se obtuvieron estadísticos adecuados tanto para El Salvador ( $\alpha$  del sexismo hostil = .86 y  $\alpha$  del sexismo benévolo = .76) como para México ( $\alpha$  del sexismo hostil = .84 y  $\alpha$  del sexismo benévolo = .80). Estos estadísticos de fiabilidad son similares a los hallados en estudios previos que han utilizado versiones reducidas de la ASI y que han contado con muestras de población joven o adolescente de otros países (Glick y Whitehead, 2010; Rodríguez Castro et al., 2009). En consecuencia, ha quedado demostrado para ambos países que la ASI es una escala fiable.



La equivalencia psicométrica del modelo de medida entre hombres y mujeres se estudió mediante análisis factorial multigrupo. La comparación de modelos cada vez más constreñidos permitió evaluar la invariancia de configuración (con el M1), métrica (con el M2) y escalar (con el M3). Las restricciones aplicadas en los modelos anidados apenas condujeron a cambios en los estadísticos CFI y RMSEA, y los pocos cambios que hubo para El Salvador estuvieron dentro de los criterios de aceptabilidad (Rutkowski y Svetina, 2014). Por lo tanto, la estructura bifactorial de la versión reducida de la ASI presenta indicadores suficientes de invariancia entre las mujeres y los hombres de ambos países.

En línea con los resultados obtenidos en investigaciones internacionales con muestras heterogéneas (Glick y Fiske, 1996; Glick et al., 2000, 2002; Janos y Espinosa, 2018), las correlaciones entre el sexismo hostil y el sexismo benévolo son positivas y estadísticamente significativas (El Salvador,  $r = .26$ ; México,  $r = .56$ ). Estas correlaciones, a su vez, se las ha encontrado en investigaciones realizadas con muestras de población joven y adolescente (Arnosó, Ibabe, Arnoso y Elgorriaga, 2017; Durán et al., 2010, 2014). La asociación entre ambos constructos, de acuerdo con la teoría del sexismo ambivalente, respalda la noción de que el sexismo hostil y el sexismo benévolo, aunque son distintas dimensiones y tienen cargas afectivas opuestas, actúan como formas complementarias de sexismo y dan lugar a la ambivalencia sexista (Glick y Fiske, 1996; Glick et al., 2000).

Es importante comentar que el estudio cuenta con algunas limitaciones. En primer lugar, las muestras no son representativas a nivel nacional, sin embargo, el número de participantes es suficiente para analizar las propiedades psicométricas de un instrumento (Medrano y Muñoz-Navarro, 2017). Por otra parte, existe un desbalance entre mujeres y hombres en las muestras de ambos países, lo que se debe a que son estudiantes de licenciaturas en Ciencias de la Educación y estas titulaciones, debido a los distintos papeles asignados a hombres y mujeres en las sociedades patriarcales, suelen estar feminizadas. No obstante, a pesar de las limitaciones mencionadas, la investigación proporciona indicadores suficientes sobre la validez de la versión reducida de la ASI para El Salvador y para México.

El sexismo ambivalente, aunque incluya actitudes que hombres y mujeres puedan respaldar, no es una ideología neutral, puesto que se fundamenta en los estereotipos y roles de género y tiene implicaciones distintas para ambos grupos (Glick et al., 2000). La socialización en entornos no igualitarios posibilita la transmisión de la ideología sexista y la reproducción de las desigualdades de género. En

este sentido, la tenencia de un instrumento con las características de la ASI, que ha demostrado tener propiedades psicométricas óptimas para ambos países, permitirá estudiar las actitudes sexistas hacia las mujeres en las sociedades salvadoreña y mexicana, al igual que poner en marcha programas educativos específicos. Como recomendación, en futuras investigaciones puede ser relevante analizar las diferencias entre hombres y mujeres en la aceptación del sexismo, así como estudiar el impacto de las actitudes hostiles y benévolas en la violencia contra las mujeres. Por último, en contextos culturales diversos, habría que profundizar en el análisis de la aceptación del sexismo ambivalente en función de la orientación sexual, la edad, la religiosidad y la ideología política.

Las actitudes sexistas ambivalentes impiden el avance hacia la igualdad y mantienen la estructura de dominación patriarcal, por lo que su eliminación debería ser un objetivo prioritario en los programas de sensibilización en favor de la igualdad y de los programas de prevención de la violencia contra las mujeres. Distintos estudios muestran que, aunque el sexismo es un factor de riesgo que dificulta la identificación de los comportamientos de abuso y control hacia las mujeres, las actitudes igualitarias son un factor protector que facilita su identificación (Marques-Fagundes et al., 2015), y la formación en materia de género se liga a un menor número de obstáculos en la comprensión de la violencia contra las mujeres (Durán et al., 2014) y a un menor nivel de sexismo ambivalente (Bonilla Algovia, Pérez Crespo y Rivas Rivero, 2018; Cepeda González, 2018). En consecuencia, las acciones de fomento de la igualdad y prevención de la violencia contra las mujeres son absolutamente necesarias y deberían tener en cuenta el papel del sexismo en la justificación del maltrato (Bonilla Algovia y Rivas Rivero, 2019; Garaigordobil y Aliri, 2013). Por último, dado que el sistema educativo tiene un papel central en este proceso, sería importante incluir la formación en materia de igualdad en los planes de formación docente.

## REFERENCIAS

- Ali, P. A., & Naylor, P. B. (2013). Intimate partner violence: A narrative review of the feminist, social and ecological explanations for its causation. *Aggression and Violent Behavior, 18*(6), 611-619. doi:10.1016/j.avb.2013.07.009
- Arnosó, A., Ibabe, I., Arnoso, M., & Elgorriaga, E. (2017). El sexismo como predictor de la violencia de pareja en un contexto multicultural. *Anuario de Psicología Jurídica, 27*(1), 9-20. doi:10.1016/j.apj.2017.02.001

- Arredondo Provecho, A. B., Pliego Pilo, G., & Gallardo Pino, C. (2018). Partner violence against women and specialized care health professionals. *Anales de Psicología*, *34*(2), 349-359. doi:10.6018/analesps.34.2.294441
- Balluerka, N., & Gorostiaga, A. (2012). Elaboración de versiones reducidas de instrumentos de medida: Una perspectiva práctica. *Psychosocial Intervention*, *21*(1), 103-110. doi:10.5093/in2012v21n1a7
- Bonilla Algovia, E., Pérez Crespo, S., & Rivas Rivero, E. (2018). Experiencia de intervención en prevención de la violencia de género con adolescentes. En F. J. Murillo (coord.), *Avances en democracia y liderazgo distribuido en educación. Actas del II Congreso Internacional de Liderazgo y Mejora de la Educación* (pp. 253-255). Madrid, España: Red de Investigación sobre Liderazgo y Mejora de la Educación. Recuperable de [http://www.rinace.net/Javier.Murillo/Avances\\_en\\_Democracia\\_y\\_Liderazgo\\_Distribuido.pdf](http://www.rinace.net/Javier.Murillo/Avances_en_Democracia_y_Liderazgo_Distribuido.pdf)
- Bonilla Algovia, E., & Rivas Rivero, E. (2019). Creencias distorsionadas sobre la violencia contra las mujeres en docentes en formación de Colombia. *Revista Colombiana de Educación*, *1*(77), 87-106. doi:10.17227/rce.num77-9571
- Bosch-Fiol, E., & Ferrer-Pérez, V. (2019). El modelo piramidal: Alternativa feminista para analizar la violencia contra las mujeres. *Revista Estudios Feministas*, *27*(2), e54189. doi:10.1590/1806-9584-2019v27n254189
- Bott, S., Guedes, A., Goodwin, M., & Adams Mendoza, J. (2014). *Violencia contra las mujeres en América Latina y el Caribe: Análisis comparativo de datos poblacionales de 12 países* [informe]. Washington, DC, EE.UU.: Organización Panamericana de la Salud. Recuperable de [https://www.paho.org/hq/index.php?option=com\\_docman&view=download&category\\_slug=violencia-5197&alias=24353-violencia-contra-mujeres-america-latina-caribe-analisis-comparativo-datos-poblacionales-12-paises-353&Itemid=270&lang=es](https://www.paho.org/hq/index.php?option=com_docman&view=download&category_slug=violencia-5197&alias=24353-violencia-contra-mujeres-america-latina-caribe-analisis-comparativo-datos-poblacionales-12-paises-353&Itemid=270&lang=es)
- Bott, S., Guedes, A., Ruiz-Celis, A. P., & Adams Mendoza, J. (2019). Intimate partner violence in the Americas: A systematic review and reanalysis of national prevalence estimates. *Revista Panamericana de Salud Pública*, *43*, e26. doi:10.26633/rpsp.2019.26
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *5*(3), 521-551. Recuperable de <http://www.aepc.es/ijchp/articulos.php?coid=Espa%EF%BF%BDol&cid=158>
- Cepeda González, M. I. (2018). Assessing the impact of gender education on sexism: Evidence from college students in Madrid. *Revista Internacional de Pensamiento Político*, *13*, 221-223. Recuperable de <http://pensamientopolitico.org/Descargas/RIPP13221233.pdf>
- Contreras Taibo, L. (2014). Factores de riesgo de homicidio de la mujer en la relación de pareja. *Universitas Psychologica*, *13*(2), 681-692. Recuperable de <https://revistas.javeriana.edu.co/index.php/revPsycho/article/view/3192>
- Devries, K. M., Mak, J. Y. T., García-Moreno, C., Petzold, M., Child, J. C., Falder, G.,... Watts, C. H. (2013). The global prevalence of intimate partner violence against women. *Science*, *340*(6140), 1527-1528. doi:10.1126/science.1240937
- Dirección General de Estadística y Censos. (2018). *Encuesta Nacional de Violencia contra las Mujeres 2017* [informe]. Delgado, El Salvador: autor, Ministerio de Economía, Gobierno de la República de El Salvador. Recuperable de <http://aplicaciones.digestyc.gob.sv/observatorio.genero/eviolencia2018/index.aspx>
- Durán, M., Campos-Romero, I., & Martínez-Pecino, R. (2014). Obstáculos en la comprensión de la violencia de género: Influencia del sexismo y la formación en género. *Acción Psicológica*, *11*(2), 97-106. doi:10.5944/ap.11.2.14177
- Durán, M., Moya, M., & Megías, J. L. (2011). It's his right, it's her duty: Benevolent sexism and the justification of traditional sexual roles. *The Journal of Sex Research*, *48*(5), 470-478. doi:10.1080/00224499.2010.513088
- Durán, M., Moya, M., Megías, J. L., & Viki, G. T. (2010). Social perception of rape victims in dating and married relationships: The role of perpetrator's benevolent sexism. *Sex Roles*, *62*, 505-519. doi:10.1007/s11199-009-9676-7
- Ferrer Pérez, V. A., & Bosch Fiol, E. (2006). Las actitudes sexistas de los maltratadores: El uso de medidas perceptuales como alternativa. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, *22*, 157-181. Recuperable de <https://www.aidep.org/sites/default/files/articles/R22/R228.pdf>
- Flood, M., & Pease, B. (2009). Factors influencing attitudes to violence against women. *Trauma, Violence, & Abuse*, *10*(2), 125-142. doi:10.1177/1524838009334131
- Garaigordobil, M., & Aliri, J. (2013). Relaciones del sexismo con justificación de la violencia, y con otras formas de prejuicio como la dominancia social y el autoritarismo. *Estudios de Psicología*, *34*(2), 127-139. doi:10.1174/021093913806751384
- García-Moreno, C., Zimmerman, C., Morris-Gehring, A., Heise, L., Amin, A., Abrahams, N.,... Watts, C. (2015). Addressing violence against women: A call to action. *The Lancet*, *385*(9978), 1685-1695. doi:10.1016/s0140-6736(14)61830-4
- Gaspodini, I. B., Formiga, N. S., & Falcke, D. (2019). Evidência psicométrica da estrutura fatorial do sexismo ambivalente em profissionais de psicologia do Brasil. *Atualidades em Psicologia*, *33*(127), 21-36. doi:10.15517/ap.v33i127.33205

- 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., 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., Sakalli-Ugurlu, N., Ferreira, M. C., & 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
- Glick, P., & Whitehead, J. (2010). Hostility toward men and the perceived stability of male dominance. *Social Psychology*, 41(3), 177-185. doi:10.1027/1864-9335/a000025
- Guerrero-Molina, M., Moreno-Manso, J. M., Guerrero-Barona, E., & Cruz-Márquez, B. (2017). Actitudes sexistas y asunción de responsabilidad en agresores condenados a prisión por violencia de género en España durante los años 2012 y 2013. *Universitas Psychologica*, 16(3). doi:10.11144/javeriana.upsy16-3.asar
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (s.f.). Encuesta Nacional sobre la Dinámica de las Relaciones en los Hogares (ENDIREH) 2016 [página web]. Recuperada de <https://www.inegi.org.mx/programas/endireh/2016/default.html>
- Jaen Cortés, C. I., Rivera Aragón, S., Amorin de Castro, E. F., & Rivera Rivera, L. (2015). Violencia de pareja en mujeres: Prevalencia y factores asociados. *Acta de Investigación Psicológica*, 5(3), 2224-2239. doi:10.1016/s2007-4719(16)30012-6
- Janos, E., & Espinosa, A. (2018). Sexismo ambivalente y su relación con la aceptación de mitos sobre la violencia sexual en una muestra de Lima. *Revista Investigación Psicológica*, 19, 61-74. Recuperable de [http://www.scielo.org.bo/scielo.php?pid=S2223-30322018000100006&script=sci\\_arttext](http://www.scielo.org.bo/scielo.php?pid=S2223-30322018000100006&script=sci_arttext)
- Lagarde y de los Ríos, M. (2005). *Los cautiverios de las mujeres: Madresposas, monjas, putas, presas y locas* (4ª. ed.). México, D.F.: Universidad Nacional Autónoma de México.
- León-Ramírez, B., & Ferrando, P. J. (2013). Assessing sexism in a sample of Mexican students: A validity analysis based on the Ambivalent Sexism Inventory. *Anuario de Psicología / The UB Journal of Psychology*, 43(3), 335-347. Recuperable de <https://raco.cat/index.php/AnuarioPsicologia/article/view/272094>
- López-Sáez, M. Á., García-Dauder, D., & Montero, I. (2019). El sexismo como constructo en psicología: Una revisión de teorías e instrumentos. *Quaderns de Psicologia*, 21(3), e1523. doi:10.5565/rev/qpsicologia.1523
- Marques-Fagundes, A.-L., Megías, J. L., García-García, D. M., & Petkanopoulou, K. (2015). Ambivalent sexism and egalitarian ideology in perception of psychological abuse and (in) vulnerability to violence. *Revista de Psicología Social*, 30(1), 31-59. doi:10.1080/02134748.2014.991519
- Medrano, L. A., & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11(1), 219-239. Recuperable de <https://revistas.upc.edu.pe/index.php/docencia/article/view/486>
- Menezes, M. S., Gusmão, M. M., Santana, R. N. A., Aguiar, C. V. N., Mendonça, D. R., Barros, R. A.,... Lins-Kusterer, L. (2019). Translation, transcultural adaptation, and validation of the Role-Modeling Cost-Conscious Behaviors Scale. *BMC Medical Education*, 19, art. 151. doi:10.1186/s12909-019-1587-x
- Montero Rojas, E. (2013). Referentes conceptuales y metodológicos sobre la noción moderna de validez de instrumentos de medición: Implicaciones para el caso de personas con necesidades educativas especiales. *Actualidades en Psicología*, 27(114), 113-128. doi:10.15517/ap.v27i114.7900
- Navarro-Mantas, L., Velásquez, M. J., Lemus, S., & Megías, J. L. (2018). Prevalence and sociodemographic predictors of intimate partner violence against women in El Salvador. *Journal of Interpersonal Violence*. Publicación anticipada en línea. doi:10.1177/0886260518779065
- Prieto-Carrón, M., Thomson, M., & Macdonald, M. (2007). No more killings! Women respond to femicides in Central America. *Gender & Development*, 15(1), 25-40. doi:10.1080/13552070601178849
- Puente-Martínez, A., Ubillós-Landa, S., Echeburúa, E., & Páez-Rovira, D. (2016). Factores de riesgo asociados a la violencia sufrida por la mujer en la pareja: Una revisión de meta-análisis y estudios recientes. *Anales de Psicología*, 32(1), 295-306. doi:10.6018/analesps.32.1.189161
- Rivas, E., Bonilla, E., & Vázquez, J. J. (2020). Influence of the history of abuse and suicidal attempts behavior among women victims of violence in Nicaragua. *Journal of Community Psychology*, 48(2), 387-397. doi:10.1002/jcop.22260
- Rivas Rivero, E., Bonilla Algovia, E., Redondo Pacheco, J., Panadero Herrero, S., & Vázquez Cabrera, J. J. (2020). Violencia de pareja e interposición de denuncias en mujeres víctimas en Nicaragua. *Informes Psicológicos*, 20(1), 131-146. Recuperable de <https://revistas.upb.edu.co/index.php/informespsicologicos/article/view/9303>
- Rivas-Rivero, E., & Bonilla-Algovia, E. (2020). Salud mental y miedo a la separación en mujeres víctimas de violencia de pareja. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 11(1), 54-66. doi:10.23923/j.rips.2020.01.035

- Rodríguez Ayán, M. N., & Ruiz Díaz, M. Á. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227. Recuperable de <https://www.uv.es/psicologica/articulos2.08/6RODRIGUEZ.pdf>
- Rodríguez Castro, Y., Lameiras Fernández, M., & Carrera Fernández, M. V. (2009). Validación de la versión reducida de las escalas ASI y AMI en una muestra de estudiantes españoles. *Psicogente*, 12(22), 284-295. Recuperable de <http://revistas.unisimon.edu.co/index.php/psicogente/article/view/1164>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2014). Assessing the hypothesis of measurement invariance in the context of large-scale international surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31-57. doi:10.1177/0013164413498257
- Sanchez-Prada, A., Delgado-Alvarez, C., Bosch-Fiol, E., & Ferrer-Perez, V. A. (2019). Aportaciones sobre la medición de creencias acerca del maltrato a la mujer (IBWB) en población española. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 53, 49-62. doi:10.21865/ridep53.4.04
- Silva, F. C., Gonçalves, E., Arancibia, B. A. V., Bento, G. G., Castro, T. L. S., Hernandez, S. S. S., & Silva, R. (2015). Estimadores de consistencia interna en las investigaciones en salud: El uso del coeficiente alfa. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 32(1), 129-138. doi:10.17843/rpmesp.2015.321.1585
- Sutherland, G., Easteal, P., Holland, K., & Vaughan, C. (2019). Mediated representations of violence against women in the mainstream news in Australia. *BMC Public Health*, 19, art. 502. doi:10.1186/s12889-019-6793-2
- Yakubovich, A. R., Stöckl, H., Murray, J., Melendez-Torres, G. J., Steinert, J. I., Glavin, C. E. Y., & Humphreys, D. K. (2018). Risk and protective factors for intimate partner violence against women: Systematic review and meta-analyses of prospective-longitudinal studies. *American Journal of Public Health*, 108(7), e1-e11. doi:10.2105/ajph.2018.304428

Recibido: 27 de noviembre de 2019.

Aceptado: 14 de mayo de 2020.