

NOMBRE DEL TRABAJO

Artículo Tesis - Natti Zapata y Roxana Quilla.docx

AUTOR

Cristian Adriano

RECuento DE PALABRAS

6716 Words

RECuento DE CARACTERES

38048 Characters

RECuento DE PÁGINAS

31 Pages

TAMAÑO DEL ARCHIVO

266.5KB

FECHA DE ENTREGA

Apr 25, 2024 10:43 AM GMT-5

FECHA DEL INFORME

Apr 25, 2024 10:44 AM GMT-5

● 15% de similitud general

El total combinado de todas las coincidencias, incluidas las fuentes superpuestas, para cada base de datos.

- 13% Base de datos de Internet
- Base de datos de Crossref
- 7% Base de datos de trabajos entregados
- 5% Base de datos de publicaciones
- Base de datos de contenido publicado de Crossref

● Excluir del Reporte de Similitud

- Material bibliográfico
- Material citado
- Coincidencia baja (menos de 14 palabras)

Validación del Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI): Un estudio de análisis factorial exploratorio y confirmatorio.

Roxana Quilla Vargas^{1a}; Natti V. Zapata Tintaya^{1a}; Cristian E. Adriano-Rengifo^{1b}

¹ Unidad de Posgrado de Psicología, Universidad Peruana Unión. Lima, Perú.

Resumen

El estudio tuvo como objetivo validar el Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI) en adultos peruanos a través del análisis factorial exploratorio y confirmatorio. La muestra estuvo conformada por un total de 643 personas, de 18 a 64 años. Los resultados mostraron en la validez de contenido que todos los ítems evidencian índices adecuados $\geq .70$, en el AFC del modelo final eliminando ítems se presenta mejores índices de bondad de ajuste ($\chi^2 = 166.86$, $gl = 74$, $p < .001$; CFI = 0.94, TLI = 0.93, RMSEA [90%CI] = 0.04[0.04 - 0.05], SRMR = 0.05), en la validez basada en la relación con otras variables, el modelo estructural presenta índices de ajuste aceptables y se reportó que el sexismo benévolo se relaciona negativamente con la autoestima y el sexismo hostil no se relaciona con la autoestima. En la fiabilidad se encontró valores superiores en $\omega \alpha = .70$, a excepción del factor 3. Se concluye que la nueva versión del Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI) presenta adecuadas propiedades psicométricas de validez y confiabilidad.

Palabras claves: Sexismo Ambivalente, autoestima, validez, análisis factorial, confiabilidad.

Validation of the Ambivalent Sexism Inventory (ASI): An exploratory and confirmatory factor analysis study

Abstract

The study aimed to validate the Ambivalent Sexism Inventory (ASI) in Peruvian adults through exploratory and confirmatory factor analysis. The sample consisted of a total of 643 people, aged 18 to 64 years. The results showed in the content validity that all the items evidenced adequate indices $\geq .70$, in the CFA of the final model eliminating items, better goodness-of-fit indices were presented ($\chi^2 = 166.86$, $gl = 74$, $p < .001$; CFI = 0.94, TLI = 0.93, RMSEA [90%CI] = 0.04[0.04 - 0.05], SRMR = 0.05), in the validity based on the relationship with other variables, the structural model presents acceptable fit indices and it was reported that benevolent sexism is negatively related to self-esteem and hostile sexism is not related to self-esteem. Reliability values were found to be higher at $\omega \alpha = .70$, with the exception of factor 3. It is concluded that the new version of the Ambivalent Sexism Inventory (ASI) presents adequate psychometric properties of validity and reliability.

Key words: Ambivalent Sexism, self-esteem, validity, factor analysis, reliability.

Introducción

La desigualdad de género es un problema mundial donde el índice de Brecha Global de Género es mayor en el Perú y en algunos países de Asia (Datosmacro, 2022; Instituto Peruano de Economía, 2022). Como consecuencia se ha concebido el sexismo expresado en actitudes y comportamientos abiertamente discriminatorios hacia la mujer, en el mundo y en América latina (Agence France- Presse (AFP), 2020 ; Organización de las Naciones Unidas (ONU), 2020).

El Sexismo se define como creencias y actitudes negativas respecto a los estereotipos de género y sus roles (ONU, 2020; Expósito et al., 1998; Giberti, 2008). Sin embargo, a partir de 1996 su definición se amplía como actitudes ambivalentes coexistentes de hostilidad y benevolencia hacia la mujer; enfatizando la supuesta debilidad de la mujer, idealizando los roles y generando conductas aparentemente protectora en los hombres (Glick & Fiske, 2001).

La teoría del sexismo ambivalente de Glick & Fiske (1996) se basa en la teoría de la ambivalencia propuesta por Katz (1981), de albergar valores contradictorios (Pascale, 2010), y que puede causar disonancia cognitiva y actitudinal (Thompson et al., 2012). Se reconoce por primera vez en la dimensión relacional estas cargas afectivas antagónicas, porque la hostilidad genera resentimiento y rebelión, sin embargo con el sexismo benévolo disminuye la resistencia, generando correlación entre estos constructos (Expósito et al., 1998; Glick & Fiske, 1996; Glick & Fiske, 2001). Por un lado, el sexismo hostil (SH) son creencias y conductas discriminatorias explícitas hacia la mujer (Glick & Fiske, 1996; Cárdenas et al., 2010). Por otro lado, el sexismo benévolo (SB) son actitudes y comportamientos expresados en tono afectivo positivo que estereotipan y limitan a las mujeres a roles tradicionales (De Lemus et al., 2008; Glick & Fiske, 1996; Cárdenas et al., 2010) que engloba tres subdimensiones que

caracterizan a las mujeres: 1) son más débiles que los hombres y necesitan protección (Paternalismo protector), 2) tienen características positivas que complementan a los varones (Diferenciación complementaria de género) y 3) codependencia hombre - mujer en relación a la crianza de hijos y satisfacción de sus necesidades sexuales y reproductivas (Intimidad heterosexual). Tanto el SH y el SB se fundamentan en las condiciones biológicas y sociales. La dominación de los hombres favorece el SH por los estereotipos de superioridad que se promueven; pero, la dependencia de los hombres favorece el SB al reconocer que las mujeres son un recurso valioso que protegen y dan afecto para satisfacer sus necesidades (Sedano et al., 2001). De esta forma, la coexistencia de sexismo hostil y benévolo genera una poderosa combinación que impacta negativamente en la posición social de las mujeres (Glick & Fiske, 2001).

El sexismo es una de las causas de violencia. A nivel mundial, uno de cada tres mujeres, y en el Perú 63 de cada 100 son víctimas de violencia por parte de su pareja íntima (Ibabe et al., 2016; ONU Mujeres, 2022; Instituto Nacional de Estadística e Informática, 2019). Las diferencias del sexismo está ligado a las culturas tradicionales, percepción de la violencia y maltrato en infancia, género, edad, creencias sexistas, educación, religión y nivel socioeconómico (Cuadrado-Gordillo & Martín-Mora-Parra, 2022; Bendixen & Kennair, 2017; Gaspodini et al., 2019; Sedano et al., 2001; Lynch & Renzetti, 2020; León-Ramírez & Piera, 2014).

En este sentido, es importante contar con instrumentos de medición para su identificación y oportuna intervención. Para ello se han desarrollado una serie de instrumentos para medir el sexismo como: la Escala del Antiguo Sexismo y Sexismo Moderno (MOS) (Swim et al., 1995) , Escala de Neosexismo (Campbell et al., 1997; Tougas et al., 1995), Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (Recio et al., 2007), Escala de Actitudes de Rol de Género (EARG) (García-Cueto et al., 2015),

Cuestionario de Actitudes hacia el Género y la Violencia (CAGV) (Díaz-Aguado & Martínez-Arias, 2001).

El más utilizado es el Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI) en lengua inglesa, el cual cuenta solo con validez convergente, discriminante y predictiva (Glick & Fiske, 1996), carece de un análisis factorial. Posteriormente fue validado y adaptado al español (Expósito et al., 1998). Además, se han realizados diversas adaptaciones en adolescentes, jóvenes y adultos en diversos países como Turquía (Sakalli-Ugurlu, 2002), Francia (Dardenne et al., 2006), España (De Lemus et al., 2008; Ibabe et al., 2016), Portugal (Costa et al., 2015), Rusia (Agadullina, 2018) y Croacia (Trut et al., 2022). También en Sudamérica se encontraron algunos estudios como en Argentina (Vaamonde & Omar, 2012), Chile (Cárdenas et al., 2010; Galvan-Cabello et al., 2021), Brasil (Formiga et al., 2002; Gaspodini et al., 2019) y Ecuador (Sacoto et al., 2022).

Sin embargo, existe una discrepancia en cuanto a la estructura factorial de la escala. Hay estudios que muestran una estructura tetrafactorial, es decir, sexismo hostil y sexismo benévolo con sus tres subfactores: paternalismo protector, intimidad heterosexual y diferenciación de género (Sakalli-Ugurlu, 2002; Dardenne et al., 2006; Cárdenas et al., 2010; Galvan-Cabello et al., 2021; De Lemus et al., 2008; Ibabe et al., 2016; Vaamonde & Omar, 2012; Costa et al., 2015). También existen estudios que reportan una estructura trifactorial (Trut et al., 2022) y bifactorial (Formiga et al., 2002; Gaspodini et al., 2019; Agadullina, 2018; Sacoto et al., 2022). De esta manera, se evidencia falta de consenso frente a la estructura interna de la escala y el uso de ítems inversos que dependen de aspectos culturales de cada país. Además, son pocos los estudios que reportan la confiabilidad de la escala mediante el coeficiente omega, considerándose que no se ve influenciado por la cantidad de ítems y número de categorías de respuesta (Cho, 2016).

Aunque existen diversos estudios de la estructura factorial del ASI, también existe discrepancia entre ellas y en Sudamérica son pocos los estudios que respaldan la estructura de la escala. Por tales motivos, es importante seguir generando mayor evidencia psicométrica de la escala. En este sentido, los objetivos de esta investigación fueron: 1) analizar la estructura interna del ASI en una muestra de adultos peruanos mediante el análisis factorial exploratorio y confirmatorio, 2) estimar la confiabilidad a través del coeficiente omega y 3) examinar la validez basada en la relación con otra variable como la autoestima.

Método

Diseño

Este estudio corresponde a un diseño instrumental porque analiza las propiedades psicométricas de un instrumento de medición psicológica (Ato et al., 2013).

Participantes

La muestra estuvo conformada por 643 personas, quienes fueron seleccionados a través de un muestreo no probabilístico por conveniencia (Otzen & Manterola, 2017)

En la tabla 1 se detallan las características sociodemográficas de este estudio. Se observa que la mayoría de los participantes fueron mujeres (59.7%). El 52.6% tenían la edad de 18 a 24 años. El 66.9% tenían el estado civil de soltero. El 47.7% tenían religión católica. El 62.8% de los participantes proceden de la región Sierra.

Tabla 1. Características sociodemográficas de los participantes

Variables sociodemográficas	Análisis exploratorio (n= 643)	Análisis confirmatorio (n= 643)
	n	%
Sexos		
Femenino	384	59.7%
Masculino	259	40.3%
Edad		
De 18 a 24 años	338	52.6%
De 25 a 39 años	200	31.1%
De 40 a 49 años	67	10.4%
De 50 a 64 años	38	5.9%
Estado civil		
Soltero	430	66.9%
Conviviente	43	6.7%
Casado	162	25.2%
Divorciado	8	1.2%
Religión		
Católico	307	47.7%
Evangélico	64	10.0%
Adventista	218	33.9%
Otros	54	8.45%
Procedencia		
Costa	129	20.1%
Sierra	404	62.8%
Selva	110	17.1%

Instrumentos

La Escala de Sexismo Ambivalente (ASI): fue desarrollada por Glick y Fiske (1996) en los EEUU. Esta escala tenía algunos ítems que necesitaban codificación inversa en los primeros estudios, se reorganizó debido a que creaba problemas en los estudios posteriores en los diferentes países de habla no inglesa. Los autores vieron conveniente redactar los ítems de forma directa para su mejor comprensión en contextos transculturales, y esta es la que uso en el presente estudio (Glick et al., 2000).

El ASI mide el sexismo como una actitud de prejuicio o discriminatoria hacia las mujeres, consta de dos dimensiones: sexismo hostil (SH) y sexismo benévolo (SB) con sus componentes paternalismo protector (SB_PP), diferenciación complementaria de género (SB_DCG), Intimidad heterosexual (SB_IH). Siendo conformada por 22 ítems con seis opciones de respuesta, tipo Likert (Totalmente en desacuerdo=0, En

desacuerdo=1, Un poco en desacuerdo= 2, Un poco de acuerdo=3, De acuerdo=4, Totalmente de acuerdo=5).

En las muestras de EE. UU el ASI reportó (GFI = .93) y la confiabilidad para los factores SH y SB ($\alpha = .92$, $\alpha = .85$) y para la escala total ($\alpha = .92$). En los estudios transculturales evidenció (GFI = .90), la correlación del SH y SB en 19 países entre hombres y mujeres ($r = .89$) (Glick & Fiske, 1996). Posteriormente fue validado y adaptado al español, reflejando índices adecuados (AGFI = .87), con una consistencia interna del ASI ($\alpha = .89$), para los factores SH y SB ($\alpha = .88$, $\alpha = .85$); y la correlación entre SH y SB ($\alpha = .66$) (Expósito et al., 1998).

Escala de Autoestima de Rosenberg: la escala original fue creada por Rosenberg en el año 1965, el cual se diseñó para medir la autoestima de una manera unidimensional. Siendo conformada por 10 ítems con cuatro opciones de respuesta (Muy de acuerdo=4, De acuerdo=3, En desacuerdo=2, Muy en desacuerdo=1). Para el actual estudio se usó una versión adaptada de la Escala de Autoestima de Rosenberg-P (EAR-P), que fue elaborada por Vilca et al. (2022) siendo aplicado en una población peruana. Esta versión B, es una propuesta de solo ítems positivos que mide adecuadamente la autoestima y concuerda con el planteamiento original de Rosenberg.

Para la validez de contenido, utilizó el coeficiente V de Aiken, donde los valores fueron superiores a .70, la asimetría y curtosis indican valores adecuados. La versión B, presentó adecuados valores en la mayoría de los índices de ajuste (CFI= .975, TLI=.968, RMSEA= .138 [IC 90%: .123-.154], SRMR=.049). No obstante, similar a los resultados de los modelos de la versión A, los valores fueron superiores en el χ^2 / gl , RMSEA y WRMR. Por lo que, los pesos factoriales de los ítems de la versión B en su mayoría son mejores que los modelos planteados en la versión A.

Procedimiento

Los datos fueron recolectados en agosto del 2023 mediante formularios virtuales (Google Forms) e impresos. El enlace del formulario fue compartido a diversos medios de comunicación y redes sociales como *WhatsApp* y *Facebook*. Y en la forma impresa fue compartido en seminarios, talleres y reuniones. En la encuesta se mencionó¹⁴ el objetivo de la investigación, y se solicitó el consentimiento informado, donde se informó que su participación es totalmente voluntaria y sus respuestas anónimas, y no será obligatorio llenar dicha encuesta si es que no lo desea, también se señaló que² la información que se recoja es confidencial y se usará para fines de investigación. Finalmente se brindó los correos de los investigadores para que los participantes puedan comunicarse y/o consultar ante alguna duda sobre este estudio.

Aspectos éticos

Esta investigación tuvo⁷ la aprobación del Comité de Ética de la Unidad de Posgrado de la Universidad Peruana Unión con referencia de aprobación N° 2023-CE-EPG-00013. Además, esta investigación siguió los lineamientos de principios éticos de investigación en seres humanos de la Declaración de Helsinki (World Medical Association, 2013).

Análisis de datos

El análisis se hizo en tres fases. En la primera fase, se procedió a realizar una validación de contenido de la Escala de Sexismo Ambivalente para evaluar la claridad y contexto de los ítems mediante el coeficiente V de Aiken, cuyos valores superiores a .70 es indicador de una adecuada validez (Ventura-León, 2019). En la segunda fase, se llevó a cabo el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para analizar la estructura interna de la escala, para la cual se utilizó el estimador Maximum Likelihood Robust (MLR), para tratar variables numéricas y que demuestran una robustez considerable frente a desviaciones de normalidad inferencial, permitiendo así una mayor precisión

en la interpretación de los datos (Muthén & Muthén, 2017). Los criterios para evaluar el ajuste del modelo se basaron en los índices de ajuste como la prueba de Chi-cuadrado (χ^2), Comparative Fit Index (CFI) y Tucker-Lewis Index (TLI), los cuales deben ser mayores a .95, también se aceptan mayores .90 (Schermelleh-Engel et al., 2003). Asimismo, se usó el Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) y Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) que debe ser menor a .08 o menor a .06, lo cual evidencia un mejor ajuste (Hu & Bentler, 1999); Mueller & Hancock, 2008). En tercer lugar, se procedió a realizar la validez basada en la relación con otras variables bajo el Modelamiento de Ecuaciones Estructurales (SEM) considerando los índices de ajustes anteriormente mencionados. En cuarto lugar, se estimó la fiabilidad de la escala mediante el coeficiente alfa y omega, cuyos valores superiores a .70 son considerados adecuados (Raykov & Hancock, 2005). Todo el análisis estadístico se ejecutó en software R versión 4.2.1. y su interfaz RStudio, una plataforma de acceso libre.

Resultados

Validez de contenido

La validez basada en el contenido del instrumento se evaluó mediante V de Aiken. Los valores cercanos a 1 señalan un perfecto acuerdo entre los jueces, pero el punto de corte mínimo requerido es de 0.70 (Ventura-León, 2019), es decir, las puntuaciones iguales o mayores se pueden considerar válidas. En la tabla 2 se aprecia que todos los valores de los ítems son ≥ 0.70 , por lo tanto, se concluye que todos los ítems presentan validez de contenido.

Tabla 2. *Validez de contenido del Inventario de Sexismo Ambivalente*

	Relevancia*	Coherencia*	Claridad*	Contenido*
Ítem 1	.73	.73	.73	.80
Ítem 2	.93	.87	.80	.87
Ítem 3	.87	.87	.80	.93
Ítem 4	.73	.73	.73	.87
Ítem 5	.87	.87	.93	.93
Ítem 6	.93	.93	.93	.93
Ítem 7	.80	.80	.87	.80
Ítem 8	.87	.87	.80	.93
Ítem 9	1.00	1.00	1.00	1.00
Ítem 10	.87	.87	.80	.93
Ítem 11	.87	.87	.87	.87
Ítem 12	.93	.93	.93	.93
Ítem 13	.93	.93	.87	.93
Ítem 14	.80	.80	.87	.80
Ítem 15	.73	.73	.80	.80
Ítem 16	.73	.80	.80	.80
Ítem 17	.80	.87	.80	.93
Ítem 18	.73	.73	.80	.80
Ítem 19	.87	.87	.80	.93
Ítem 20	.80	.87	.87	.93
Ítem 21	.93	.93	1.00	1.00
Ítem 22	.87	.87	.8022	.93

*V-Aiken

18 Análisis descriptivos de los ítems

Se hizo el análisis descriptivo de cada uno de los ítems con la finalidad de establecer la distribución de la muestra, evaluando la media, desviación estándar, asimetría y curtosis. En la tabla 3 se observa que el ítem 17 tiene la media más alta (M=3.93) y el ítem 6 tiene la media más baja (M=1.43). Asimismo, la desviación estándar más alta la tiene el ítem 1 (DE=1.79) y la más baja el ítem 17 (DE=1.37). Respecto a la asimetría (g1) y la curtosis (g2) se observa que la mayoría de los ítems se encuentran dentro del rango ± 1.5 (Forero et al., 2009), a excepción del ítem 17 que se encuentra ligeramente superior.

Tabla 3. Estadística descriptiva de los ítems.

Ítems	Min.	Max.	M	D.E.	g^1	g^2
P1	0	5	1.75	1.79	0.60	-1.17
P2	0	5	2.54	1.62	-0.15	-1.28
P3	0	5	2.53	1.78	-0.06	-1.49
P4	0	5	2.54	1.61	-0.12	-1.22
P5	0	5	2.53	1.63	-0.17	-1.27
P6	0	5	1.43	1.50	0.87	-0.38
P7	0	5	2.66	1.73	-0.19	-1.39
P8	0	5	2.01	1.58	0.34	-1.16
P9	0	5	3.70	1.47	-1.28	0.71
P10	0	5	2.70	1.59	-0.21	-1.11
P11	0	5	1.95	1.58	0.41	-1.03
P12	0	5	3.37	1.62	-0.86	-0.53
P13	0	5	1.71	1.64	0.69	-0.85
P14	0	5	2.20	1.48	0.18	-1.02
P15	0	5	1.84	1.43	0.45	-0.80
P16	0	5	2.02	1.51	0.31	-1.05
P17	0	5	3.93	1.37	-1.63	1.91
P18	0	5	2.08	1.61	0.27	-1.19
P19	0	5	2.57	1.56	-0.18	-1.18
P20	0	5	1.99	1.58	0.37	-1.14
P21	0	5	2.62	1.61	-0.22	-1.20
P22	0	5	2.56	1.63	-0.18	-1.25

17 Nota: Min. = Mínimo; Max. = Máximo; M = Media; D.E. = Desviación estándar; g^1 = Asimetría; g^2 = Curtosis.

Análisis factorial confirmatorio

Se realizó el AFC considerando la estructura original con la totalidad de los ítems (Modelo 1), el cual no mostró índices de bondad de ajustes adecuados, siendo que el CFI y TLI mostraron valores inferiores a .90. Se analizó un segundo modelo, eliminando ítems debido a sus bajas cargas factoriales, el cual presenta mejores índices de bondad de ajuste adecuados ($\chi^2 = 166.86$, $gl = 74$, $p < .001$; CFI = 0.947, TLI = 0.935, RMSEA [90%CI] = 0.044[0.36 - 0.052], SRMR = 0.048) (Modelo 2).

5 **Tabla 4.** Índices de ajustes del análisis factorial confirmatorio.

	X^2 (gl)	P	X^2/gl	SRMR	CFI	TLI	RMSEA [IC 90 %]
Modelo 1	616.97 (203)	.000	3.03	.060	.856	.836	.056 [.052; .061]
Modelo 2	166.86 (74)	.000	2.25	.048	.947	.935	.044 [.036, .052]

5

Nota: χ^2 =chi cuadrado; gl=grados de libertad; SRMR=raíz residual estandarizada cuadrática media; RMSEA=error cuadrático medio de aproximación; CFI=índice de ajuste comparativo; TLI= índice Robust Tucker-Lewis; IC=intervalos de confianza

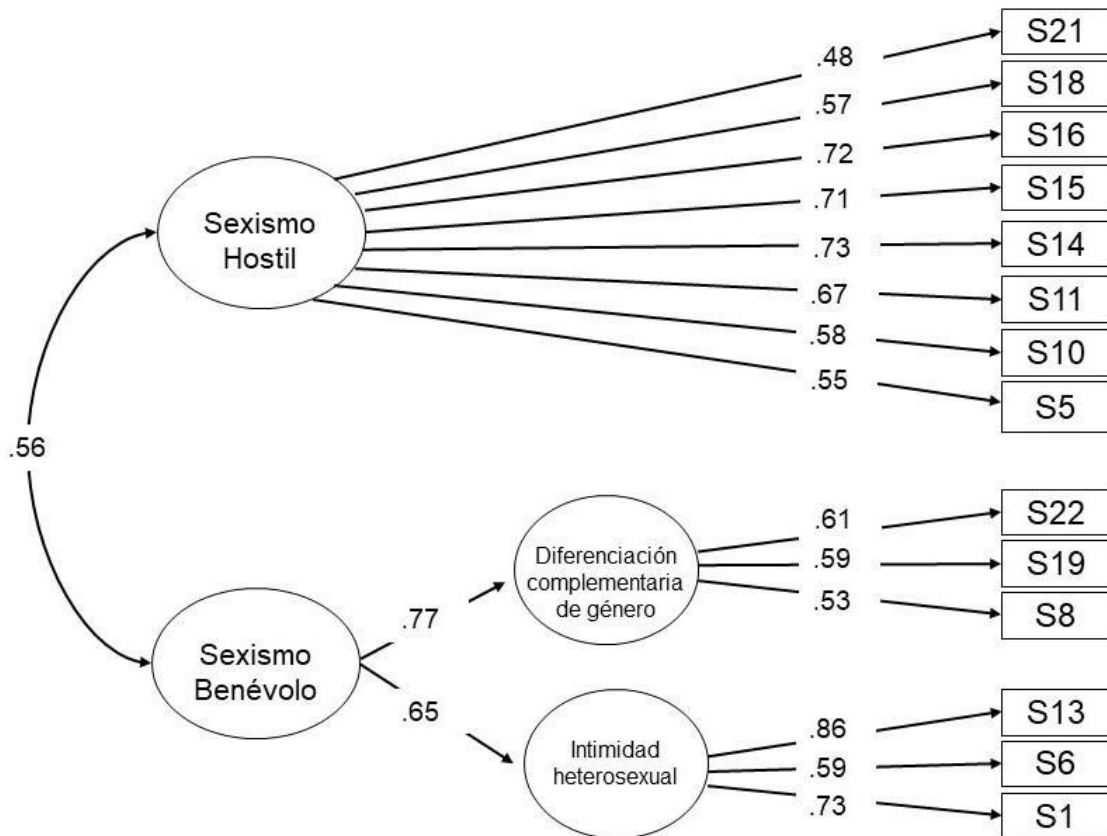
En cuanto a las cargas factoriales de los ítems, se analizó la estructura interna de la escala original considerando cargas factoriales superiores a .50. De esta manera, se optó por eliminar los ítems 2,3,4,7,9,12. Luego de hacer un nuevo análisis se eliminaron el ítem 17 y 20, pero se decidió mantener el ítem 21 para mantener la parsimonia de la escala. Respecto a las correlaciones ítems-test de la nueva estructura de la escala, los ítems presentan correlaciones superiores a .20. Finalmente, la fiabilidad de la nueva versión de la escala fue analizada a través del coeficiente alfa y omega. La mayoría de los factores presentan coeficientes superiores a .70, indicando una adecuada fiabilidad, a excepción del factor 3 que presenta un coeficiente de .60.

Tabla 5. Carga factorial, correlaciones ítem-test y fiabilidad.

	M1				M2				r.cor.
	F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4	
P2	.421				-				-
P4	.462				-				-
P5	.571				.536				.30
P7	.473				-				-
P10	.594				.578				.33
P11	.667				.671				.45
P14	.708				.725				.52
P15	.673				.707				.50
P16	.706				.722				.52
P18	.574				.572				.32
P21	.519				.477				.23
P3		.326				-			-
P9		.521				-			-
P17		.428				-			-
P20		.609				-			-
P8			.559				.531		.28
P19			.576				.586		.34
P22			.593				.614		.38
P1				.732				.732	.54
P6				.599				.593	.35
P12				.422				-	-
P13				.847				.865	.75
A					.83	-	.59	.76	
Ω					.83	-	.60	.78	

Nota: M1= Modelo original; M2= Modelo final; F1= Sexismo hostil, F2= Sexismo benévolo 1; F3= Sexismo benévolo 2; F4= Sexismo benévolo 3; r.cor. = Correlación ítem-test; α= Alfa de Cronbach, ω=Omega de McDonald.

Figura 1. Segundo modelo tridimensional



Análisis de validez convergente

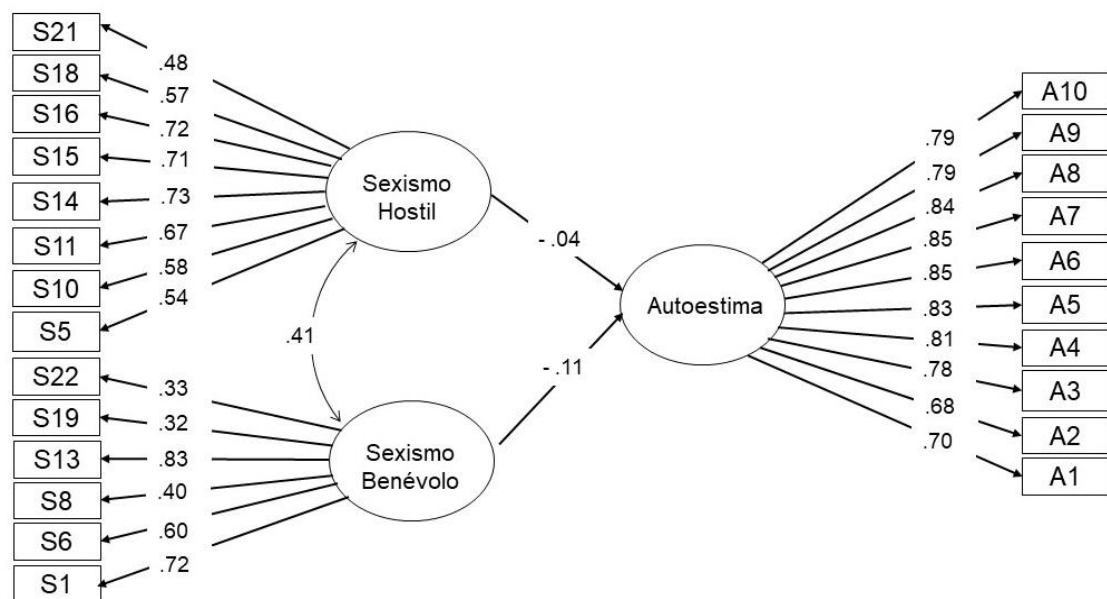
La validez basada en la relación con otras variables se estimó a través de un modelo de ecuaciones estructurales para evaluar las correlaciones entre las variables latentes: sexismo benévolo, sexismo hostil y la autoestima (Figura 2). El modelo estructural presenta índices de ajuste aceptables: $X^2 = 770.42$; $gl = 249$; $X^2/gl = 3.01$; $p < .001$; $CFI = .908$; $TLI = .898$; $SRMR = .054$; $RMSEA = .057$, $IC90\% [.053 - .061]$, aunque el TLI es ligeramente inferior. La relación con otras variables reportó que el sexismo benévolo se relaciona negativamente con la autoestima ($r = -.110$; $p < .05$) y el sexismo hostil no se relaciona con la autoestima ($r = -.039$; $p > .05$).

Tabla 6. Análisis ASI con la variable Autoestima.

Índice de ajuste	X^2 (gl)	p	X^2/gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA [IC 90%]
Valor	770.42 (249)	.000	3.01	.908	.898	.054	.057 [.053; .061]

⁸ χ^2 =Chi cuadrado; gl=grados de libertad; CFI=Índice de Ajuste Comparativo; TLI= Índice Tucker-Lewis; SRMR=Raíz Residual Estandarizada Cuadrática Media; RMSEA=Error Cuadrático Medio de Aproximación; IC=Intervalos de Confianza.

Figura 2. Análisis de validez basada en relación con otras variables



Discusión y Conclusiones

El estudio tuvo como objetivo general validar el Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI) en adultos peruanos a través del análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Para evaluar la validez de contenido se utilizó el coeficiente V de Aiken. Todos los ítems evidencian índices adecuados ≥ 70 (Ventura-León, 2019), indicando que los ítems son relevantes, claros y comprensibles al contexto.

1 Para evaluar la estructura factorial del ASI se realizó un AFC, donde se compararon dos modelos. El primer modelo sigue el planteamiento original de Glick y Fiske (1996) considerando la estructura original con su totalidad de ítems agrupados en cuatro factores: SH y SB (SB_PP, SB_DCG, SB_IH) el cual no mostró índices de bondad de ajustes adecuados, siendo que el CFI y TLI mostraron valores inferiores a .90. Se analizó un segundo modelo, eliminando ítems debido a sus bajas cargas factoriales, el cual presenta mejores índices de bondad de ajuste ($\chi^2 = 166.86$, $gl = 74$, $p < .001$; CFI = 0.94, TLI = 0.93, RMSEA [90%CI] = 0.04[0.04 - 0.05], SRMR = 0.05) generando una estructura trifactorial: SH y SB (SB_DCG, SB_IH) con valores satisfactorios para la población peruana. Este resultado concuerda con un estudio donde determinaron una estructura tridimensional para el ASI, quedando eliminada la subdimensión de paternalismo protector (SB_PP) (Trut et al., 2022). Sin embargo, difiere con otros estudios que evidenciaron una estructura bifactorial (Formiga et al., 2002; Agadullina, 2018; Gaspodini et al., 2019; Sacoto et al., 2022) y una estructura original tetrafactorial (Dardenne et al., 2006; Cárdenas et al., 2010; De Lemus et al., 2008; Vaamonde & Omar, 2012; Costa et al., 2015; Ibabe et al., 2016; Galvan-Cabello et al., 2021). Estos resultados diferentes en la estructura del SB podrían atribuirse a diferencias culturales de las regiones del país (costa, sierra, y selva) relacionado a la comprensión de los roles de género (Garduño et al., 2015). Además de un mismo

contexto cultural existen subgrupos específicos que tienen su propio sistema de creencias y actitudes relacionadas con el género en las que el sexismo puede manifestarse de forma diferente (Mikołajczak & Pietrzak, 2015).

Respecto a la fiabilidad de la nueva versión de la escala, se encontró valores superiores en el alfa de Cronbach y el coeficiente de omega $\omega \alpha$.70, indicando una fiabilidad satisfactoria, a excepción del factor 3 que presenta un coeficiente de .60 un valor aceptable de confiabilidad (Nunnally & Bernstein, 1994). Al evaluar la fiabilidad del modelo, los índices son similares a otros estudios realizados (Gaspodini et al., 2019; Formiga et al., 2002; Ollrogge et al., 2022; Dardenne et al., 2006; Sacoto et al., 2022) a diferencia de otras investigaciones que evidencian índices superiores (Sakalli-Ugurlu, 2002; Cárdenas et al., 2010; De Lemus et al., 2008; Vaamonde & Omar, 2012; Galvan-Cabello et al., 2021; Costa et al., 2015; Ibabe et al., 2016; Trut et al., 2022)

La validez basada en la relación con otras variables se estimó a través de un modelo de ecuaciones estructurales. Se reportó que el sexismo benévolo tiene una relación inversa con la autoestima ($r = -.110$; $p < .05$) a diferencia del sexismo hostil que no mantiene una relación. ($r = -.039$; $p > .05$).

Lo que indica que la mayoría de las personas que ejercen actitudes sexistas benévolas hacia la mujer evidencian una baja autoestima. Por el contrario, mientras más positiva sea la percepción de su valía personal, menor será la tendencia a mantener posturas discriminatorias hacia la mujer. Es decir, las personas con mejor autoestima mantienen actitudes y percepciones igualitarias con respecto a las oportunidades y/o capacidades que pueden tener ambos sexos. Estos hallazgos coinciden con León y Pisconti (2021); Garaigordobil y Maganto (2015). Esto explica que la mayoría de las personas tienden a no reconocer que tienen actitudes sexistas; sin embargo, lo manifiestan en comportamientos discriminatorios de forma sutil enmascarados en tono

positivo evidenciando así una baja autoestima, donde hay poco autoconocimiento y baja autoaceptación.

Por otro lado, el sexismo hostil no se relaciona con la autoestima de forma explícita. Esto quiere decir, que las personas que ejercen sexismo hostil hacia la mujer poco o nada tiene que ver con la percepción de su autoestima. ya que por lo general se tiene el concepto de que la autoestima es en relación a sí mismo y el sexismo hostil tiene que ver en relación con los demás. Similares a los estudios encontrados por Garaigordobil y Aliri (2011). Por lo que la mayoría de las personas ejercen un sexismo benévolo, ya que el sexismo hostil, la violencia o formas de discriminación de forma abierta son censuradas por la sociedad y las leyes del país que buscan prevenir, sancionar y erradicar la violencia contra la mujer.

El estudio muestra algunas limitaciones. El estudio se hizo en muestra intencional el cual impide generalizar los resultados obtenidos en la investigación y también se incluyó a personas con nivel académico bajo oriundos de la zona rural. Por tanto, se recomienda para los futuros estudios ampliar el tamaño de la muestra y considerar el contexto pluricultural y nivel académico. Además, no cuenta con una invarianza factorial multigrupo, como el sexo o lugar de procedencia de los participantes para determinar la invariabilidad de la escala.

A pesar de las limitaciones, se concluye que la nueva versión del Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI) es una versión abreviada de tres factores con 14 ítems, y cuenta con propiedades psicométricas de validez y confiabilidad apropiadas para el contexto peruano. Esta versión se denominó Inventario de Sexismo Ambivalente-P (ASI-P).

ESTUDIO SOBRE ACTITUDES HACIA LA MUJER

Consentimiento informado para participantes de la investigación

Este estudio tiene el objetivo de analizar las actitudes hacia la mujer en adultos peruanos. Realizada por estudiantes de Posgrado de la UPG Psicología de la Universidad Peruana Unión. Su participación es totalmente voluntaria y las respuestas serán completamente anónimas. La información que se recoja es confidencial y se usará estrictamente para fines de esta investigación. Si tiene alguna duda sobre este estudio puede comunicarse con los investigadores a los correos adjuntos.

Si aceptas participar en la investigación, responde las siguientes preguntas con total sinceridad. Muy agradecidos por su participación.

- Psic. Roxana Quilla Vargas | E-mail: roxana.quilla7@gmail.com
- Psic. Natti Zapata Tintaya | E-mail: nattizapatatintaya@gmail.com

DATOS SOCIODEMOGRÁFICOS

Sexo: Masculino () Femenino () **Edad:** _____

Procedencia: Costa () Sierra () Selva ()

Estado civil: Soltero () Conviviente () Casado () Divorciado ()

Religión: Católico () Evangélico() Adventista () Otros ()

1.CUESTIONARIO SOBRE ACTITUDES HACIA LA MUJER

Instrucciones: A continuación, se presentan diversas declaraciones sobre la actitud hacia la mujer. Marca con una X la respuesta según tu opinión. Recuerda que no existen respuestas buenas ni malas, y no es necesario dedicar mucho tiempo a cada frase.

Nº	ÍTEMS	Totalmente en desacuerdo	En desacuerdo	Un poco en desacuerdo	Un poco de acuerdo	De acuerdo	Totalmente de acuerdo
1	Un hombre está incompleto sin el amor de una mujer						
2	En nombre de la igualdad, muchas mujeres buscan más privilegios que los hombres, como en los contratos laborales.						
3	En un desastre, las mujeres deberían ser rescatadas antes que los hombres.						
4	Muchas mujeres interpretan los comentarios o actos inocentes como discriminación a la mujer.						

5	Las mujeres se ofenden con mucha facilidad.						
6	Las personas no son verdaderamente felices sin tener una relación de pareja.						
7	Los grupos “feministas” buscan que las mujeres tengan más poder que los hombres.						
8	Muchas mujeres son más puras que los hombres.						
4 9	Las mujeres deben ser apreciadas y protegidas por los hombres.						
10	La mayoría de las mujeres no aprecian todo lo que los hombres hacen por ellas.						
11	Las mujeres buscan ganar poder, controlando a los hombres.						
12	Todo hombre debe tener una mujer a la que ame.						
13	Los hombres están incompletos sin tener una mujer a su lado.						
14	Las mujeres exageran los problemas que tienen, en todo lugar.						
15	Cuando la mujer logra comprometerse con un hombre, trata de controlarlo.						
4 16	Cuando las mujeres pierden ante los hombres en una competencia justa, se quejan de que las discriminan.						
12 17	Una buena mujer debe ser muy valorada y admirada por su hombre.						

18	Muchas mujeres se burlan de los hombres, los seducen sexualmente y luego los rechazan.						
19	Las mujeres son más conscientes moralmente que los hombres.						
20	Los hombres deben estar dispuestos a sacrificarse, con el fin de proveer bienestar económico a las mujeres.						
21	Los grupos "feministas" hacen demandas irrazonables a los hombres.						
22	Las mujeres tienden a ser más refinadas y a tener mejor gusto que los hombres.						

2.CUESTIONARIO SOBRE LA AUTOESTIMA

Instrucciones: ⁹ A continuación, encontrará una lista de afirmaciones en torno a los sentimientos o pensamientos que tiene sobre usted. Marque la respuesta que más lo identifique.

Nº	ITEMS	Muy en desacuerdo	En desacuerdo	De acuerdo	Muy de acuerdo
³ 1	Me siento una persona tan valiosa como las otras.				
2	Creo que tengo cualidades positivas.				
3	En general, pienso que soy bueno para varias cosas.				
4	Soy capaz de hacer las cosas tan bien como los demás.				
5	Pienso que tengo muchos motivos para sentirme orgulloso/a de mí.				
6	Tengo una actitud positiva hacia mí mismo.				
7	En general, me siento bien conmigo mismo.				
8	Tengo una buena valoración de mí mismo.				
9	Realmente me siento útil en varias ocasiones.				
10	Pienso que soy capaz para muchas cosas.				

Referencias

- Agence France Presse (06 de Marzo de 2020). ONU: Nueve de cada diez personas en el mundo tiene prejuicios sexistas. *El Periodico*.
<https://www.elperiodico.com/es/internacional/20200306/onu-prejuicios-sexistas-paises-mundo-7877272>
- Agadullina, E. R. (2018). Sexism towards women: Adaptation of the ambivalent sexism scale (P. Glick and S. Fisk) on a Russian sample. *Psychology, Journal of the Higher School of Economics*, 15(3), 447-463. <https://doi.org/10.17323/1813-8918-2018-3-447-463>
- Ato, M., López, J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059.
<https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bendixen, M. y Kennair, L. E. O. (2017). When less is more: Psychometric properties of Norwegian short-forms of the Ambivalent Sexism Scales (ASI and AMI) and the Illinois Rape Myth Acceptance (IRMA) Scale. *Scandinavian Journal of Psychology*, 58(6), 541-550.
<https://doi.org/10.1111/sjop.12392>
- Campbell, B., Schellenberg, G. y Senn, C. (1997). Evaluating measures of contemporary sexism. *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 89-102.
<https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1997.tb00102.x>
- Cárdenas, M., Lay, S.-L., González, C., Calderón, C., y Alegría, I. (2010). Ambivalent sexism inventory: Adaptation, validation and relationship to psychosocial variables. *Salud & Sociedad*, 1(2), 125-135.
<https://doi.org/10.22199/S07187475.2010.0002.00006>
- Cho, E. (2016). Making Reliability Reliable: A Systematic Approach to Reliability Coefficients. *Organizational Research Methods*, 19(4), 651-682.

<https://doi.org/10.1177/1094428116656239>

Costa, P. A., Oliveira, R., Pereira, H., y Leal, I. (2015). Adaptation of the modern sexism inventories to Portugal: The ambivalent sexism inventory and the ambivalence toward men inventory. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 28(1), 126-135.

<https://doi.org/10.1590/1678-7153.201528114>

Cuadrado-Gordillo, I., y Martín-Mora-Parra, G. (2022). Influence of Cross-Cultural Factors about Sexism, Perception of Severity, Victimization, and Gender Violence in Adolescent Dating Relationships. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(16). <https://doi.org/10.3390/ijerph191610356>

Dardenne, B., Delacollette, N., Gregoire, C., y Lecocq, D. (2006). Latent structure of the French Validation of the Ambivalent Sexism Inventory: Echelle de Sexisme Ambivalent. *Annee Psychologique*, 106(2), 235-263.

Datosmacro.com (2023). *Índice Global de la Brecha de Género 2023*.

<https://datosmacro.expansion.com/demografia/indice-brecha-genero-global>

De Lemus, S., Castillo, M., Moya, M., y Ryan, E. (2008). Elaboración y validación del Inventario de Sexismo Ambivalente para Adolescentes. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8 (2), 537-562.

Díaz-Aguado, J. y Martinez-Arias, R. (2001). *La construcción de la igualdad y la prevención de la violencia contra la mujer desde la Educación Secundaria*. Instituto de la Mujer. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.

<https://www.researchgate.net/publication/275033833>

Expósito, F., Moya, M. C., y Glick, P. (1998). Ambivalent sexism: Measurement and correlates. *Revista de Psicología Social*, 13(2), 159-169.

<https://doi.org/10.1174/021347498760350641>

Forero, C., Maydeu-Olivares, A. y Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor Analysis with Ordinal

Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(4), 625-641.

<https://doi.org/10.1080/10705510903203573>

Formiga, N., Golveia, V. y Santos, M. (2002). Ambivalent sexism inventory: Its adaptation and correlation with gender. *Psicologia em Estudo*, 7(1), 103-111.

<https://doi.org/10.1590/S1413-73722002000100013>

Galvan-Cabello, M., Briceno-Olivera, C., Cecilia Fernandez-Darraz, M. y Mora-Guerrero, G. (2021). Ambivalent Sexism Inventory (ASI) in Chilean adolescents: Factor structure, reliability, validity and sex invariance. *Revista De Psicologia Clinica Con Ninos Y Adolescentes*, 8(3), 9-17. <https://doi.org/10.21134/rpcna.2021.08.3.1>

Garaigordobil, M., Aliri, J., (2011). Sexismo hostil y benevolente: relaciones con el autoconcepto, el racismo y la sensibilidad intercultural. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 331-350.

<https://ojs.ehu.eus/index.php/psicodidactica/article/view/998>

Garaigordobil, M., y Maganto, C. (2015). Relación entre actitudes sexistas y variables emocionales positivas y negativas. *Feminismo/s*, 25, 35-54.

<https://doi.org/10.14198/fem.2015.25.03>

García-Cueto, E., Rodríguez-Díaz, F., Bringas-Molleda, C., López-Cepero, J., Paíno-Quesada, S. y Rodríguez-Franco, L. (2015). Development of the Gender Role Attitudes Scale (GRAS) amongst young Spanish people. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 15(1), 61-68.

<https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2014.10.004>

García-Díaz, V., Lana-Pérez, A., Fernández-Feito, A., Bringas-Molleda, C., Rodríguez-Franco, L. y Rodríguez-Díaz, F. J. (2018). Sexist attitudes and recognition of abuse in young couples. *Atención Primaria*, 50(7), 398-405.

<https://doi.org/10.1016/j.aprim.2017.04.001>

Garduño, A., Loving, R., Ruiz, N., Hurtarte, C., Rosales, F., López, M., Palencia, A.

Sánchez, J. y Guedea, M. (2015). Roles de Género y Diversidad: Validación de una Escala en Varios Contextos Culturales. *Acta de Investigación Psicológica*, 5(3), 2124-2147. [https://doi.org/10.1016/S2007-4719\(16\)30005-9](https://doi.org/10.1016/S2007-4719(16)30005-9)

Gaspodini, I., Formiga, N. y Falcke, D. (2019). Psychometric Evidence of Factorial Structure of Ambivalent Sexism in Brazilian Psychologists. *Actualidades En Psicología*, 33(127), 21-36. <https://doi.org/10.15517/ap.v33i127.33205>

Giberti, E. (2008). *Sexismo*. Diccionario Enciclopédico de la Legislación Sanitaria.

<https://salud.gob.ar/dels/entradas/sexismo>

Glick, P. y Fiske, S. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 491-512. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.491>

Glick, P. y Fiske, S. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 491-512. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.491>

Glick, P., y Fiske, S. (2001). An ambivalent alliance. Hostile and benevolent sexism as complementary justifications for gender inequality. *The American Psychologist*, 56(2), 109-118.

Healthline. (26 julio de 2022). *Qué es el sexismo: Tipos, causas, impacto, consejos*.

<https://www.healthline.com/health/es/que-es-el-sexismo>

Hu, L., y Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

Ibabe, I., Arnoso, A. y Elgorriaga, E. (2016). Ambivalent Sexism Inventory: Adaptation to

- Basque Population and Sexism as a Risk Factor of Dating Violence. *Spanish Journal of Psychology*, 19. <https://doi.org/10.1017/sjp.2016.80>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2019). *63 de cada 100 mujeres de 15 a 49 años de edad fue víctima de violencia familiar alguna vez en su vida por parte del esposo o compañero*. <https://m.inei.gob.pe/prensa/noticias/63-de-cada-100-mujeres-de-15-a-49-anos-de-edad-fue-victima-de-violencia-familiar-alguna-vez-en-su-vida-por-parte-del-esposo-o-companero-11940/>
- Instituto Peruano de Economía (31 de agosto de 2022). *Pasco: Brecha salarial de género es la cuarta más alta del Perú*. <https://www.ipe.org.pe/portal/pasco-brecha-salarial-de-genero-es-la-cuarta-mas-alta-del-peru/>
- León-Ramírez, B. y Piera, 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*, 44(3), 327-341. <https://www.redalyc.org/pdf/970/97036176006.pdf>
- León, S. y Pisconti C. (2021). Autoestima y Sexismo Ambivalente en adolescentes de una Institución Educativa del Distrito de Moche. *Warmi*, 1(1), 37-46. <https://doi.org/10.46363/warmi.v1i1.2>
- Lynch, K. y Renzetti, C. (2020). Alcohol Use, Hostile Sexism, and Religious Self-Regulation: Investigating Risk and Protective Factors of IPV Perpetration. *Journal of Interpersonal Violence*, 35(17-18), 3237-3263. <https://doi.org/10.1177/0886260517708758>
- Mikołajczak, M. y Pietrzak, J. (2015). A broader conceptualization of sexism: The case of Poland. *Psychology of gender through the lens of culture: Theories and applications*, 169-191. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-14005-6>
- Muthén, L. y Muthén, B. (2017). *Mplus user's guide. Eight edition*. Muthén & Muthén.

https://www.statmodel.com/download/usersguide/MplusUserGuideVer_8.pdf

Nunnally, J. y Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory*. McGraw Hill.

Ollrogge, K., Rau, M. y Hannover, B. (2022). Ambivalent Sexism Toward Teenage Girls.

Validation of a German-Language Scale for Adolescents and Young Adults.

Diagnostica, 69(2), 99–110. <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000306>

Organización de las Naciones Unidas. (5 de marzo de 2020). *Nueve de cada diez personas*

tienen prejuicios contra las mujeres. <https://news.un.org/es/story/2020/03/1470611>

Organizacion de las Naciones Unidas Mujeres. (21 de septiembre de 2023). *Hechos y cifras:*

Poner fin a la violencia contra las mujeres. [https://www.unwomen.org/es/what-we-](https://www.unwomen.org/es/what-we-do/ending-violence-against-women/facts-and-figures)

[do/ending-violence-against-women/facts-and-figures](https://www.unwomen.org/es/what-we-do/ending-violence-against-women/facts-and-figures)

Otzen, T. y Manterola, C. (2017). Técnicas de Muestreo sobre una Población a Estudio.

International Journal of Morphology, 35(1), 227-232. [https://doi.org/10.4067/S0717-](https://doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037)

[95022017000100037](https://doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037)

Pascale, P. (2010). Nuevas formas de racismo: Estado de la cuestión en la psicología social

del prejuicio. *Ciencias Psicológicas*, 4(1), 57-69.

Raykov, T. y Hancock, G. (2005). Examining change in maximal reliability for multiple-

component measuring instruments. *British Journal of Mathematical and Statistical*

Psychology, 58(1), 65-82. <https://doi.org/10.1348/000711005X38753>

Recio, P., Cuadrado, I. y Ramos, E. (2007). Psychometric properties of the Adolescent

Sexism Detection (ASD) scale. *Psicothema*, 19(3), 522-528.

Sacoto, M.-F., Moreta-Herrera, R. y Díaz-Mosquera, E. (2022). Psychometric Properties of

the Ambivalent Sexism Inventory (ASI) in Ecuadorian Adult Population.

Actualidades en Psicología, 36(132), 103-118.

<https://doi.org/10.15517/ap.v36i132.47618>

Sakalli-Ugurlu, N. (2002). Ambivalent sexism inventory: A study of reliability and validity.

Türk Psikoloji Dergisi, 17(49), 47-61.

Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. y Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures.

Methods of Psychological Research Online, 8 (2), 23-74.

Sedano, I., Poeschl, G., Glick, P., Rovira, D. y Morales, M. (2001). Sexismo, Masculinidad-Feminidad y Factores Culturales. *Revista Electrónica de Motivación y Emoción.*, 4(8-9), 6.

Swim, J., Aikin, K., Hall, W. y Hunter, B. (1995). Sexism and Racism: Old-Fashioned and Modern Prejudices. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(2), 199-214.

<https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.2.199>

Thompson, J., Schaefer, L. y Menzel, J. (2012). Internalization of Thin-Ideal and Muscular-Ideal. *Encyclopedia of Body Image and Human Appearance*, 2, 499-504.

<https://doi.org/10.1016/B978-0-12-384925-0.00079-1>

Tougas, F., Brown, R., Beaton, A. y Joly, S. (1995). Neosexism: Plus Ça Change, Plus C'est Pareil. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21(8), 842-849.

<https://doi.org/10.1177/0146167295218007>

Trut, V., Sinovicic, P. y Milavic, B. (2022). Initial Validation of the Ambivalent Sexism Inventory in a Military Setting. *Social Sciences-Basel*, 11(4), 176.

<https://doi.org/10.3390/socsci11040176>

Vaamonde, J. y Omar, A. (2012). Validación argentina del inventario de sexismo ambivalente. *Alternativas en Psicología*, 16(26), 47-58.

Ventura-León, J. (2019). De regreso a la validez basada en el contenido. *Adicciones*, 34(4).

<https://doi.org/10.20882/adicciones.1213>

Viladrich, C., Angulo-Brunet, A. y Doval, E. (2017). Un viaje alrededor de alfa y omega para estimar la fiabilidad de consistencia interna. *Anales de Psicología / Annals of*

Psychology, 33(3). <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>

Vilca, L., Travezaño-Cabrera, A. y Santos-Garcia, S. (2022). Escala de autoestima de Rosenberg (EAR): Análisis de la estructura factorial y propuesta de una nueva versión de solo ítems positivos. *Electronic Journal of Research in Education Psychology*, 20(56). <https://doi.org/10.25115/ejrep.v20i56.5235>

Jama Network (27 de Noviembre de 2013). *World Medical Association Declaration of Helsinki: Ethical Principles for Medical Research Involving Human Subjects*. <https://jamanetwork.com/journals/jama/fullarticle/1760318>

● 15% de similitud general

Principales fuentes encontradas en las siguientes bases de datos:

- 13% Base de datos de Internet
- Base de datos de Crossref
- 7% Base de datos de trabajos entregados
- 5% Base de datos de publicaciones
- Base de datos de contenido publicado de Crossref

FUENTES PRINCIPALES

Las fuentes con el mayor número de coincidencias dentro de la entrega. Las fuentes superpuestas no se mostrarán.

1	researchgate.net Internet	3%
2	hdl.handle.net Internet	2%
3	repositorio.uct.edu.pe Internet	2%
4	Unviersidad de Granada on 2018-12-20 Submitted works	1%
5	repositorio.upeu.edu.pe:8080 Internet	1%
6	link.springer.com Internet	<1%
7	repositorioacademico.upc.edu.pe Internet	<1%
8	repositorio.uigv.edu.pe Internet	<1%

9	Universidad Nacional de Educación a Distancia on 2022-06-28	<1%
	Submitted works	
10	Universidad Cesar Vallejo on 2017-11-20	<1%
	Submitted works	
11	repositorio.uss.edu.pe	<1%
	Internet	
12	Anglia Ruskin University on 2016-04-29	<1%
	Submitted works	
13	riull.ull.es	<1%
	Internet	
14	Renzo Felipe Esteban-Carranza, Oscar Javier Mamani-Benito, J. Franc...	<1%
	Crossref	
15	University of Abertay Dundee on 2023-05-01	<1%
	Submitted works	
16	acms.es	<1%
	Internet	
17	repositorio.ucv.edu.pe	<1%
	Internet	
18	Maria Inés Bringiotti, Alejandra Barbich, Joaquin De Paúl. "Validacion d...	<1%
	Crossref	