



## Propiedades psicométricas del Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI) en población adulta ecuatoriana

### Psychometric Properties of the Ambivalent Sexism Inventory (ASI) in Ecuadorian Adult Population

Marie-France Merlyn Sacoto <sup>1</sup>  
 <https://orcid.org/0000-0001-6171-2691>

Rodrigo Moreta-Herrera <sup>3</sup>  
 <http://orcid.org/0000-0003-0134-5927>

Elena Díaz-Mosquera <sup>2</sup>  
 <http://orcid.org/0000-0002-6093-2614>

<sup>1,2,3</sup> Facultad de Psicología, Pontificia Universidad Católica del Ecuador, Ecuador

<sup>1</sup> ✉ [mfmerlyns@puce.edu.ec](mailto:mfmerlyns@puce.edu.ec) <sup>2</sup> ✉ [endiadz@puce.edu.ec](mailto:endiadz@puce.edu.ec) <sup>3</sup> ✉ [rmoreta@puce.edu.ec](mailto:rmoreta@puce.edu.ec)  
Recibido: 07 de julio de 2021. Aceptado: 12 de mayo de 2022.

**Resumen.** *Objetivo.* El objetivo del estudio fue realizar la validación del Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI) en el contexto ecuatoriano, así como analizar su consistencia interna y validez convergente con el Inventario de Ambivalencia hacia Hombres (AMI). *Método.* Participaron en el presente estudio, cuantitativo e instrumental, hombres (44.1%) y mujeres (55.9%) de la ciudad de Quito ( $N = 965$ ) entre los 20 y los 60 años. *Resultados.* El ASI presenta un ajuste factorial adecuado al modelo original de dos factores; existe además consistencia interna en la escala total ( $\omega = .72$ ) y en los dos factores (sexismo hostil:  $\omega = .71$ ; sexismo benevolente:  $\omega = .53$ ), y una validez convergente estadísticamente significativa con el AMI ( $r = .652$ ). Se concluye que el instrumento es válido para uso en el contexto ecuatoriano.

**Palabras clave.** Sexismo ambivalente, test psicométrico, población adulta

**Abstract.** *Objective.* The aim of the study was to validate the Ambivalent Sexism Inventory (ASI) in the Ecuadorian context, as well as to analyze its internal consistency and convergent validity with the Ambivalence Inventory towards men (AMI). *Method.* Men (44.1%) and women (55.9%) from the city of Quito ( $N = 965$ ), aged from 20 to 60 years old, participated in this quantitative and instrumental study. *Results.* The ASI presents an adequate factorial fit to the original two-factor model; there is internal consistency in the total scale ( $\omega = .72$ ) and in the two factors (hostile sexism:  $\omega = .71$ ; benevolent sexism:  $\omega = .53$ ), and statistically significant convergent validity with the AMI ( $r = .652$ ). It is concluded that the instrument use in the Ecuadorian context is valid.

**Keywords.** Ambivalent sexism, psychometric test, adult population



## Introducción

El término sexismo engloba creencias y actitudes basadas en estereotipos de género tradicionales sobre lo apropiado para hombres y mujeres y sobre las relaciones entre ambos miembros de la pareja (Sánchez-Hernández et al., 2020). En los años sesenta y setenta, este constructo se utilizó para definir principalmente actitudes negativas hacia las mujeres, pero a partir de la década de los noventa, Glick y Fiske (2001) definieron el sexismo ambivalente como un constructo más amplio que engloba dos actitudes. Así, por un lado, están aquellas abiertamente negativas y prejuiciosas hacia las mujeres, expresadas con tono negativo explícito (llamado sexismo hostil) y, por otro lado, aquellas que enfatizan positivamente la supuesta debilidad de la mujer, idealizando los roles tradicionales femeninos, las cuales generan conductas aparentemente protectoras en los hombres (denominado sexismo benevolente) (Cárdenas et al., 2010). Estas dimensiones son diferentes entre ellas, pero tienen en común el establecimiento de la superioridad de los hombres sobre las mujeres.

Algunos estudios se han enfocado en establecer la relación existente entre el sexismo y variables culturales-ideológicas, por ejemplo, racismo (López-Sáez et al., 2019), cultura y cambios históricos (Díaz-Loving et al., 2019), ideologías patriarcales (Arteaga-Barba et al., 2021), creencias sobre el género (Janos & Espinosa, 2018), marianismo (Cortés et al., 2022), aceptación y percepción social de la violencia (Muñoz-Ponce et al., 2020; Sánchez-Hernández et al., 2020). Otros estudios ligam el sexismo con características personales como género o edad (Boira et al., 2017; Janos & Espinosa, 2018), subrayando que suele ser más común en hombres y que incrementa con la edad. También se lo vincula con variables internas como el apego derivado de modelos negativos del *self* (Merlyn & Díaz, 2021), factores de personalidad como los celos (Muñoz-Ponce et al., 2020), preocupación empática, apertura y amabilidad bajas

(Hellmer et al., 2018) o factores socio-personales como autoritarismo y fundamentalismo (Etengoff & Lefevor, 2021).

Desde la creación de este constructo, también se ha producido una amplia investigación para establecer los efectos del sexismo en varios ámbitos, como los laborales, personales o las relaciones de pareja. Así, por ejemplo, el sexismo afecta a nivel laboral, posicionando a las mujeres, desde la adolescencia, a plantearse metas profesionales más tradicionales (Farkas & Leaper, 2016; Saínz & Meneses, 2018), relacionadas con roles usualmente asociados a su género, como el de cuidado (Pinzón-Estrada et al., 2017). Asimismo, reduce las aspiraciones profesionales de las mujeres, produciendo un impacto en su autoestima (Bradley-Geist et al., 2015), lo cual repercute en la menor presencia del sexo femenino en posiciones de liderazgo (Hiddeg & Shen, 2019). Por otro lado, el impacto del sexismo a nivel personal se evidencia, por ejemplo, en el bienestar subjetivo de las mujeres (baja autoestima y alto nivel de dudas sobre su propia capacidad) (Oswald et al., 2019). En cuanto a las relaciones de pareja, el sexismo puede mermar los beneficios de una relación romántica, respecto de la satisfacción con la vida experimentada por las mujeres (Waddell et al., 2018) o, incluso, intervenir como un factor causal en la presencia y gravedad de la violencia de género y de pareja (Arbach et al., 2019; Boira et al., 2017).

Respecto a la evaluación de las actitudes y comportamientos sexistas, se han desarrollado una serie de instrumentos para medir su presencia en poblaciones específicas. Entre estos están, por ejemplo, la Escala de Ideología de Género (Chahín-Pinzón & Briñez, 2015), la Escala de Machismo Sexual (Díaz et al., 2010) y la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (Recio et al., 2007).

En el contexto latinoamericano, el más utilizado es el Inventario de Sexismo Ambivalente (*Ambivalent Sexism Inventory*, ASI). Este instrumento fue traducido y validado por Expósito et al. (1998) en España, estudio en el que se encontró una consistencia

interna adecuada ( $\alpha = .90$ ) para la escala global, lo cual permitió avalar su fiabilidad y validez no solo para medir sexismo ambivalente, sino también para sustentar su formulación teórica en culturas diferentes. En varios países latinoamericanos, se han realizado estudios psicométricos del ASI; por ejemplo, en Argentina (Vaamonde & Omar, 2012), se halló una fiabilidad de  $\alpha = .87$ , así como convergencia con actitudes sociales, neosexismo y deseabilidad social. El instrumento presentó también una buena consistencia interna en estudios realizados en Chile con  $\alpha = .84$  (Cárdenas et al., 2010) y en Perú con  $\omega = .87$  (Manrique & Muñoz, 2020).

Del ASI original se crearon en España dos versiones, una para adolescentes con 20 ítems (De Lemus et al., 2008) y otra para adultos con 12 ítems. Esta última versión mostró un buen ajuste en el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y una fiabilidad adecuada ( $\alpha = .83$ ), aunque no se reporta la ejecución de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) (Rodríguez et al., 2009). Con esta versión se realizaron varias investigaciones posteriores (Carrera-Fernández et al., 2013, 2014; Rodríguez-Castro et al., 2015).

La exploración de las propiedades psicométricas de un instrumento, previo a su uso en estudios empíricos, evita sesgos de medición o problemas de interpretación de resultados (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) y, además, permite verificar su adaptación a las condiciones particulares de la muestra como lenguaje, cultura, sexo, entre otros (Caycho-Rodríguez et al., 2021). En el caso del Ecuador, aunque existen estudios empíricos que abordan el sexismo ambivalente (Barrera, 2020; Soto-Bustamante, 2020), no se presentan investigaciones previas de validación de las escalas. Si bien, se puede suponer que el ASI funciona en el contexto ecuatoriano de manera similar que en otros países latinoamericanos (Cárdenas et al., 2010; Manrique & Muñoz, 2020; Vaamonde & Omar, 2012), el presente estudio busca poner a prueba este supuesto para contar con resultados reales que avalen el uso de la prueba en población ecuatoriana.

Además, desde un punto de vista psicométrico, varias de las versiones de validación del ASI cuentan con limitaciones respecto de la validez de constructo de tipo factorial (Rodríguez et al., 2009) y de consistencia interna (Vaamonde & Omar, 2012; Cárdenas et al., 2010). Al tratarse de estudios anteriores, las técnicas estadísticas empleadas difieren de las usadas actualmente para validaciones: verificación de la normalidad multivariante de los ítems, uso de estimaciones robustas en escalas de naturaleza ordinal para el cálculo del AFC, uso de coeficientes alternativos al alfa de Cronbach, que es exclusivo para variables discretas o continuas (Cain et al., 2017; Holtmann et al., 2016; Li, 2016; Mardia, 1970; McDonald, 1999; Moreta-Herrera et al., 2020; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). El presente estudio pretende corregir las limitaciones presentadas en este plano, empleando técnicas más actuales que garanticen la idoneidad del ASI para una población y contexto específico, a fin de contribuir a la literatura psicométrica sobre su desempeño y funcionalidad.

Con estos antecedentes, los objetivos de la presente investigación fueron: a) verificar la validez de constructo del ASI en su versión reducida de 12 ítems (Rodríguez et al., 2009) en una muestra ecuatoriana, a partir del análisis de su estructura factorial; b) identificar la fiabilidad del ASI respecto a su consistencia interna; y c) evidenciar la validez de constructo de tipo relacional con otras variables, específicamente con las del *Ambivalence Towards Men Inventory* (AMI, Rodríguez et al., 2009).

## Método

### Diseño

El presente estudio es de carácter psicométrico, cuantitativo e instrumental (Ato et al., 2013).

### Participantes

Como criterios de inclusión para la participación se plantearon: ser mayor de edad, tener máximo 60 años y dar el consentimiento informado. Los criterios de exclusión fueron: cuestionarios in-

completos y actitud distraída o poco colaboradora durante la aplicación, a criterio del encuestador. Se obtuvieron 965 casos válidos de una muestra incidental de 1373 aplicaciones realizadas en la ciudad de Quito, Ecuador, lo que dio un 29.72% de casos perdidos, una vez que del total se eliminaron los casos con valores ausentes y con valores atípicos mediante la distancia de Mahalanobis. La muestra final estuvo constituida por 44.1% hombres y 55.9% mujeres con la siguiente distribución por edad: 26-40 años: 48.9%, 41-60 años: 51.1%. Puesto que las edades de los participantes fueron recabadas mediante los rangos especificados, no se cuenta con estadísticos descriptivos de ellas. La muestra estuvo repartida geográficamente según el sector de la ciudad de la siguiente manera: Sur: 29.3%, Centro: 23.7% y Norte: 46.9%.

## Instrumento

### Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI)

Este instrumento, creado originalmente por [Glick y Fiske \(1996\)](#) para medir el sexismo hacia las mujeres, evalúa las dos dimensiones/factores subyacentes al constructo, hostilidad y benevolencia, en los cuales se registró una consistencia interna de  $\alpha = .92$  y  $\alpha = .85$  para el factor 1 y 2 respectivamente y  $\alpha = .92$  para la escala total.

En este estudio se usó la versión adaptada de [Rodríguez et al. \(2009\)](#) que muestra una estructura factorial similar a la original de [Glick y Fiske \(1996\)](#) en dos factores, sexismo hostil y sexismo benevolente, conformados por 6 ítems cada uno, con un total de 12 ítems para todo el inventario. El sexismo hostil es evaluado con ítems que expresan actitudes de paternalismo dominante, diferenciación competitiva de género y hostilidad heterosexual (por ejemplo: "Las mujeres intentan ganar poder controlando a los hombres"). El sexismo benevolente se evalúa con ítems que expresan actitudes de paternalismo protector, diferenciación complementaria de género e intimidad heterosexual (por ejemplo: "Las mujeres deben ser queridas y protegidas por los hombres"). Cada uno de los ítems

tiene cinco opciones de respuesta en una escala Likert desde totalmente en desacuerdo (1) hasta totalmente de acuerdo (5) ([Cárdenas et al., 2010](#)). La escala permite obtener un puntaje total de sexismo y puntajes por subescalas, no existen puntos de corte que determinen niveles altos o bajos en sexismo. Las medidas de validez de este inventario son buenas: la adecuación muestral de KMO es de .830 con valores de ajuste de  $\chi^2(1112) = 3203$ ,  $p < .01$ , y correlaciones entre ítems que confirman el ajuste del modelo factorial. Asimismo, presenta una consistencia interna de  $\alpha = .82$  y  $\alpha = .67$  para el factor 1 y 2 respectivamente y  $\alpha = .83$  para la escala total, así como una convergencia con la escala de Neosexismo, la cual correlaciona muy fuertemente con el factor de sexismo hostil ( $r = .56$ ;  $p < .001$ ) y, en menor intensidad, con el de sexismo benevolente ( $r = .22$ ;  $p < .001$ ) ([Rodríguez et al., 2009](#)).

### Inventario de Ambivalencia hacia Hombres (AMI)

El AMI es un inventario que sirve para evaluar el sexismo hacia hombres. En este estudio se utilizó la versión de 12 ítems validada por [Rodríguez et al. \(2009\)](#) para realizar el análisis de convergencia con el ASI. Las autoras encontraron que la medida de adecuación muestral de KMO es de .811 con valores de ajuste de  $\chi^2(1112) = 3427$ ,  $p < .001$ , y correlaciones entre ítems que confirman el ajuste del modelo factorial. Asimismo, presenta una consistencia interna de  $\alpha = .75$  y  $\alpha = .81$  para el factor 1 y 2 respectivamente y  $\alpha = .79$  para la escala total.

### Ficha sociodemográfica

Se empleó una ficha sociodemográfica para recabar los siguientes datos: edad (por rangos: 18-25, 26-40, 41-60), sexo (hombre, mujer) y lugar de levantamiento de la información (sur, centro, norte de la ciudad).

### Procedimiento

Se recabó el consentimiento de los participantes en un documento *ad hoc*, luego de haberles explicado el objetivo y la confidencialidad del estudio.

Para la recolección de datos, se utilizó un método mixto. Una parte (60.8%) fue recabada directamente, abordando a las personas en espacios públicos (parques, restaurantes, cafeterías universitarias, aulas de clase) y solicitando su participación voluntaria. Otra parte de los datos (39.2%) fue obtenida digitalmente, mediante un formulario de Google Forms publicitado en redes sociales entre junio y diciembre de 2019. Tras la depuración de los datos, se sistematizaron en bases de datos electrónicas y se procedió a la gestión estadística, interpretación de resultados y conclusiones.

Cabe señalar que en todos los procesos se siguieron rigurosamente las normas éticas de cuidado y protección de la Declaración de Helsinki y los Principios Éticos y Código de Conducta de la APA para la investigación con seres humanos. Asimismo, se contó con la aprobación del proyecto y sus documentos, por parte del Comité de Ética de la Investigación en Seres Humanos de la Pontificia Universidad Católica del Ecuador (PUCE), institución financiadora.

### **Análisis estadísticos**

El procesamiento de la información se realizó en tres grupos de análisis. El primero fue un análisis descriptivo preliminar para identificar la dinámica de cada uno de los ítems del ASI, que incluye la media aritmética ( $\bar{X}$ ) y la desviación típica ( $s$ ). A su vez, se analizaron las medidas de dispersión como son la asimetría ( $g1$ ) y la curtosis ( $g2$ ), para verificar el supuesto de normalidad univariante. Este supuesto se cumple cuando los valores  $g1$  y  $g2$  se encuentran dentro de los rangos  $\pm 1.5$  (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). También, se analizó la normalidad multivariante por medio de la prueba de Mardia, que se establece ante la ausencia de significancia ( $p > .05$ ) en los valores resultantes de la prueba en  $g1$  y  $g2$  (Mardia, 1970). El análisis de la normalidad es importante para la elección de métodos y técnicas estadísticas a la hora del análisis de validez factorial de una escala (Cain et al., 2017).

El segundo bloque comprendió el análisis de validez de constructo de tipo factorial. Se realizó inicialmente un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con 293 casos, para conocer la agrupación espontánea de los ítems en factores. Para ello, se realizaron como análisis preliminares la prueba Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) que, se esperaba, fuera superior a 0.8 y la prueba de esfericidad de Bartlett en la que igualmente se esperaba significancia ( $p < .05$ ). El cumplimiento de estos aspectos permitió realizar con eficiencia el AFE, en cuyo desarrollo la extracción empleada correspondió a la de Máxima Verosimilitud (MV) y la rotación correspondió a Oblimin. Con ello se obtuvo la agrupación de los distintos ítems en factores, así como el porcentaje de explicación de la varianza.

Posterior a esto, se empleó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con los 672 participantes restantes. Se probaron dos modelos, uno de tipo unidimensional y otro de dos factores correlacionados según los resultados del AFE. Ambos modelos se realizaron por medio de la Estimación de Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalmente (DWLS) con base en una matriz de correlaciones policóricas, que es la estimación más apropiada ante la ausencia de normalidad multivariada y la naturaleza categórica de las respuestas de los ítems (Cain et al., 2017; Holtmann et al., 2016; Li, 2016). Los modelos se evaluaron a través de índices de ajuste absolutos (Chi cuadrado [ $\chi^2$ ], Chi cuadrado normado [ $\chi^2/df$ ] y Raíz Cuadrática Media Estandarizada Residual [SRMR]), índices de ajuste relativos (Índice de Ajuste Comparativo [CFI] e Índice de Tucker-Lewis [TLI]), así como el índice no basado en la centralidad (Error Cuadrático Medio de Aproximación [RMSEA]). Complementariamente, se exploraron las cargas factoriales o saturaciones de los ítems ( $\lambda$ ) para identificar la relevancia del ítem que aportaba al modelo latente, así como de explicación de la varianza. Un modelo de ajuste se considera aceptable cuando  $\chi^2$  no es significativo ( $p > .05$ ), o en su defecto  $\chi^2/df < 4$ , CFI y TLI  $>$

.90 (de preferencia .95 o más), SRMR y RMSEA < .08 (se considera óptimo cuando es > .06) y  $\lambda > .50$  (Brown, 2015; Byrne, 2008; Domínguez-Lara, 2018; Yang-Wallentin et al., 2010). En este mismo bloque, también se probó el ASI para verificar la equivalencia de medida por género. Para esto, se empleó el AFC multigrupo (AFC-MG) con la misma estimación (DWLS). Esta propiedad verifica el cambio del modelo en función del aumento de restricciones, según niveles de anidamientos (métrica, fuerte y estricta), a partir de un modelo sin restricciones. Se considera que, mientras el cambio de las diferencias ( $\Delta$ ) del  $\chi^2$ , CFI y RMSEA es mínimo, esta propiedad se confirma ( $\chi^2$  no significativo,  $\Delta$ CFI y  $\Delta$ RMSEA no mayores a .02) (Asparouhov & Muthén, 2014).

El tercer bloque está conformado por el análisis de fiabilidad basado en la consistencia interna, la cual se realizó con el Coeficiente Omega ( $\omega$ ) (McDonald, 1999) con intervalos de confianza al 90% (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Se usó este coeficiente ( $\omega$ ) porque se adapta mejor a los ítems con naturaleza ordinal (igual o menor a 5 opciones), dado que corrige con mayor precisión la variabilidad del error aleatorio que se relaciona con la confiabilidad (Domínguez-Lara & Merino-Soto, 2015), al tiempo que permite encontrar la fiabilidad real de la escala con mayor precisión (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Los puntajes de confiabilidad adecuada se interpretan de manera similar al coeficiente de Cronbach, por lo que se esperan valores por encima de  $\omega > 0.70$  (aunque no necesariamente es una regla específica, pues, en condiciones distintas, la fiabilidad reportada como menor a este umbral sigue sosteniendo un nivel de confianza o coherencia de respuesta entre los participantes) (Ventura-León & Peña-Calero, 2021). Por último, se analizó la validez de

constructo en función de la relación con otras variables por medio del coeficiente de relación de Pearson ( $r$ ); en este caso se verifica la validez por medio de la prueba AMI (Rodríguez et al., 2009).

La gestión estadística de los datos se realizó con el software de uso libre R, versión 4.0 (R Core Team, 2019), con los paquetes estadísticos Lavaan, MBESS y MNV.

## Resultados

### Análisis preliminar de los ítems

En la *Tabla 1* se puede observar que los valores medios de respuesta de los ítems del ASI se distribuyen homogéneamente entre sí; el ítem 9 es el de menor puntuación media ( $\bar{X} = 1.93$ ), en tanto que el ítem 10 es el de mayor puntaje medio ( $\bar{X} = 2.51$ ). Además, se visualiza que los puntajes medios de todos los ítems tienden a concentrarse en puntajes del extremo izquierdo de la escala de medición (valores 1 y 2).

El supuesto de normalidad multivariante no se cumple, dado que en la prueba de Mardia los valores encontrados, tanto para la asimetría como para la curtosis, presentan significancia estadística ( $p < .05$ ). Esto permite considerar el uso de estimadores robustos para los análisis factoriales.

Sobre el desempeño de los componentes del ASI, se encuentra que los niveles de sexismo hacia la mujer son relativamente bajos entre los participantes del estudio ( $M = 4.45$ ;  $DT = 2.22$ ). Con respecto al desempeño de este con el género, se presentan diferencias significativas tanto entre las dimensiones, como en la valoración global de la escala ( $t = -6.44$ ;  $p < .001$ ), de modo que los hombres muestran mayores niveles de sexismo que las mujeres. Mientras que en el caso de las edades por rangos (26-40 años y 41-60 años), no se presentan diferencias entre los grupos ( $t = -1.069$ ;  $p > .05$ ).

**Tabla 1.** Análisis estadístico preliminar del ASI

Ítems	Numeración original - Enunciado	$\bar{X}$	<i>s</i>	<i>As</i>	<i>K</i>
1	1- Las mujeres intentan ganar poder controlando a los hombres.	2.35	1.58	-.03	-1.03
2	4- Cuando las mujeres son vencidas por los hombres en una competencia justa, generalmente ellas se quejan de haber sido discriminadas.	2.30	1.57	.08	-.98
3	3- Una vez que una mujer logra que un hombre se comprometa con ella, por lo general intenta controlarle estrechamente.	2.27	1.50	.11	-.90
4	2- Las mujeres exageran los problemas que tienen en el trabajo.	2.10	1.56	.15	-1.02
5	6- Las mujeres feministas están haciendo demandas completamente irracionales a los hombres.	2.38	1.56	.05	-.99
6	5- Existen muchas mujeres que para burlarse de los hombres, primero se insinúan sexualmente a ellos y luego rechazan los avances de estos.	2.11	1.56	.18	-1.01
7	9- Todo hombre debe tener una mujer a quien amar.	2.14	1.76	.20	-1.28
8	10- El hombre está incompleto sin la mujer.	1.97	1.74	.31	-1.22
9	12- Los hombres deberían de estar dispuestos a sacrificar su propio bienestar con el fin de proveer seguridad económica a las mujeres.	1.93	1.62	.30	-1.08
10	8- Las mujeres deben ser queridas y protegidas por los hombres.	2.51	1.73	-.03	-1.24
11	11- Las mujeres en comparación con los hombres tienden a tener una mayor sensibilidad moral.	2.46	1.65	-.03	-1.15
12	7- Muchas mujeres se caracterizan por una pureza que pocos hombres poseen.	2.20	1.81	.19	-1.37
Mardia:				1601.8***	44.3***

*Nota.* *n* = 965 casos; Ítem = Número de ítem según el orden con el que se hizo la validación en el presente estudio; Numeración original – Enunciado = Número de ítem correspondiente según la escala original y enunciado; *s*: desviación típica; *As*: asimetría; *K*: curtosis.

\*\*\**p* < .001

## Análisis factorial

En esta sección se analiza la validez factorial del ASI, para lo cual se ejecutó en una primera instancia el AFE. En la [Tabla 2](#), se observa que la estructura factorial del ASI por medio de extracción de MV y rotación Oblimin se agrupa según el modelo teórico de dos factores propuesto originalmente ([Rodríguez et al., 2009](#)). Las cargas factoriales de los ítems se encuentran por encima de  $\lambda > .30$  que permiten, a partir de los ítems, una estructura

consistente del modelo, por lo que se explica la varianza en un 49.51%.

En el proceso de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) realizado para verificar el modelo factorial del ASI, se probaron dos modelos para evidenciar cuál presenta un mejor ajuste. El primero corresponde al modelo de dos factores correlacionados de [Rodríguez et al. \(2009\)](#), mientras que el segundo corresponde a un modelo unifactorial alternativo. Para este análisis, en el AFC se utilizó la estimación DWLS.

**Tabla 2.** Análisis Factorial Exploratorio del ASI

Ítems	$h^2$	Factores	
		1	2
8	.463	.826	-
7	.599	.799	-
12	.586	.643	-
11	.482	.618	-
9	.426	.586	-
10	.457	.551	-
2	.647	-	.843
3	.733	-	.775
1	.501	-	.679
4	.292	-	.514
5	.346	-	.454
6	.410	-	.429
Varianza explicada	-	42.59%	6.92%

*Nota.*  $n = 293$  casos;  $KMO = .885$ ;  $Bartlett = 1627.1$ ;  $p < .001$ ;  $h^2$ : Comunalidades; Extracción = Máxima Verosimilitud; Rotación: Oblimin.

**Tabla 3.** Análisis factorial Confirmatorio del ASI

Modelos	$\chi^2$	$gl$	$\chi^2/gl$	CFI	TLI	SRMR	RMSEA
2 factores	136.13***	53	2.6	.99	.99	.053	.048 [.038- .058]
1 factor	366.38***	54	6.8	.96	.95	.088	.093 [.084 - .102]

*Nota.*  $\chi^2$  = Chi cuadrado;  $gl$  = grados de libertad;  $\chi^2/gl$  = Chi Cuadrado normado; CFI = Índice de ajuste comparado; TLI = Índice de Tucker Lewis; SRMR = Raíz cuadrática media estandarizada residual; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación. Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalmente (DWLS).

\*\*\* $p < .05$

La [Tabla 3](#) muestra que, de los dos modelos propuestos, el modelo 1 que corresponde al de dos factores correlacionados, es el de mejor ajuste factorial. Los valores alcanzados de los indicadores de ajuste absoluto ( $\chi^2$ ,  $\chi^2/gl$  y SRMR), los relativos (CFI y TLI), así como el no basado en la centralidad (RMSEA) muestran que el modelo propuesto presenta un ajuste adecuado, a diferencia del modelo unifactorial que no cumple con todos los criterios necesarios.

Ya en una revisión más profunda del modelo de dos factores correlacionados, que se pueden evidenciar en la [Figura 1](#), se presentan las cargas factoriales ( $\lambda$ ) de los ítems en los factores de Sexismo Hostil ( $\lambda = .76$  del ítem 3 como mayor;  $\lambda = .66$  del ítem 1 como menor) y Sexismo Benevolente ( $\lambda = .79$  del ítem 7 como mayor;  $\lambda = .60$  del ítem 11 como menor). En todos los casos, se observa que las cargas son superiores al criterio de  $\lambda > .50$ , de lo que se interpreta que los ítems son adecuados

y aportan significativamente a la explicación de la varianza del modelo analizado.

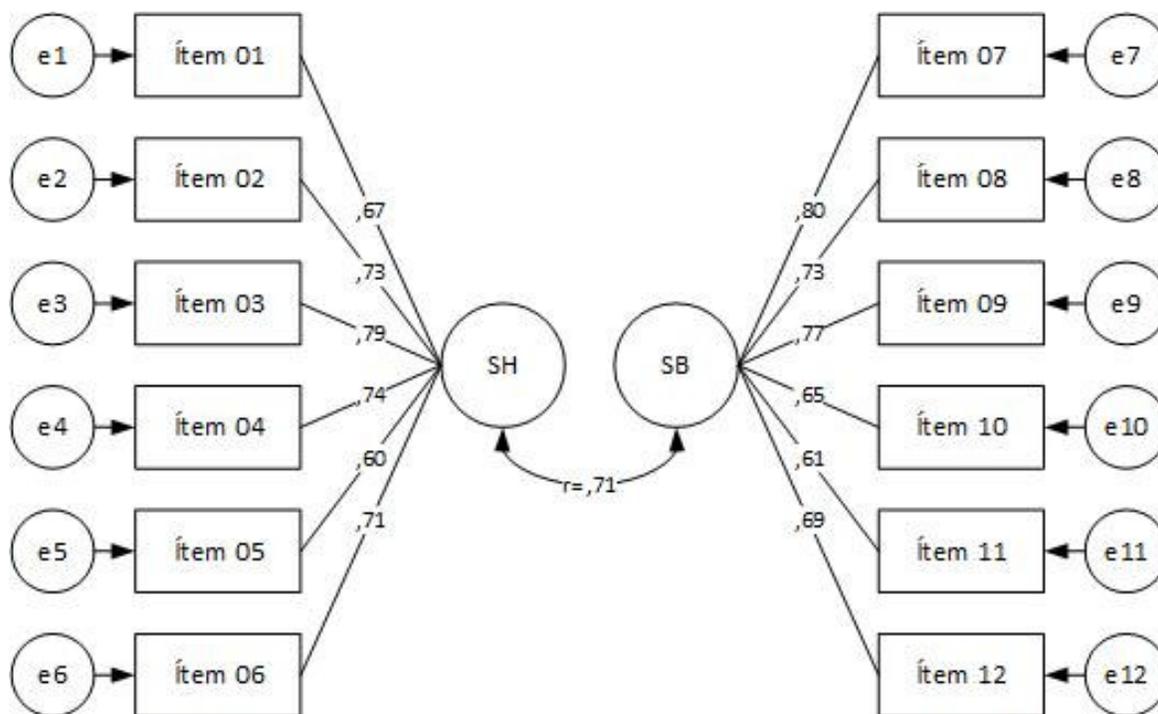
Por otra parte, también se puede observar que los dos factores del ASI (sexismo hostil y sexismo benevolente) se correlacionan entre sí alta y significativamente, haciendo del modelo válido y adecuado para su aplicación en población ecuatoriana.

Por último, en la [Tabla 4](#) se realiza un análisis de equivalencia de medida del ASI por género, en el que se establece que el modelo factorial de dos dimensiones correlacionadas es invariante a nivel fuerte (interceptos). Las líneas base para los grupos (mujer y hombre) con los que parte este análisis en sus AFC, muestran que los ajustes son adecuados para cada uno de los grupos.

#### Análisis de fiabilidad y validez de convergencia

Con respecto a la consistencia interna del ASI en función de los factores que lo constituyen, se observa en la [Tabla 5](#) que, salvo el factor 2 (sexismo benevo-

**Figura 1.** Modelo factorial de dos dimensiones correlacionados del ASI ( $n=671$ )



*Nota.* Los círculos muestran las variables latentes, mientras que los rectángulos muestran las variables observables. SH = Sexismo Hostil; SB = Sexismo Benevolente

**Tabla 4.** Invarianza factorial por género del ASI

Modelos	$\chi^2$	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ CFI	$\Delta$ RMSEA
Línea base mujer	(53) 181.98	.992	.042	-	-	-
Línea base hombre	(53) 66.77	.994	.030	-	-	-
Sin restricciones	(106) 154.85	.925	.073	-	-	-
Métrica	(116) 189.21	.929	.067	(10) 15,87	.004	.005
Fuerte	(126) 210.50	.920	.069	(10) 30.74***	.009	.001
Estricta	(128) 390.31	.842	.096	(2) 31.19***	.078	.027

*Nota.*  $\chi^2$  = Chi cuadrado; CFI = Índice de ajuste comparado; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación;  $\Delta$  = Delta. Estimación: Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalmente (DWLS)

\*\*\* $p < .05$

**Tabla 5.** Análisis de fiabilidad del ASI e intervalos de confianza al 95%

Factores	Ítems	$\omega$	$s$	IC95%	$r$
Sexismo hostil	6	.71	.016	[.68 - .74]	.557**
Sexismo benevolente	6	.53	.034	[.46 - .59]	.609**
ASI	12	.72	.018	[.68 - .75]	.652**

*Nota.*  $\omega$  = Coeficiente omega de McDonald;  $s$  = Desviación típica; IC95% = Intervalos de confianza al 95%;  $r$  = Coeficiente de Pearson que muestra la correlación de los factores y en la escala total, entre el ASI y el AMI.

\*\* $p < .01$

lente), tanto los valores del coeficiente  $\omega$ , como sus intervalos de confianza del factor 1 (sexismo hostil) y la valoración global (ASI) cuentan con una consistencia interna aceptable. En el caso del factor 2, si bien la consistencia interna no es elevada, es aceptable para procesos de investigación grupal.

Sobre la convergencia del ASI con el AMI, se puede observar que, tanto el factor 1 como el 2, se correlacionan de manera positiva, moderada y significativa con los factores del AMI, así como con la valoración global, por lo que se estima que es válido.

## Discusión

El objetivo del estudio fue validar el Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI) en el contexto ecuatoriano y analizar su consistencia interna y validez convergente con el Inventario de Ambivalencia ha-

cia Hombres (AMI). A pesar de que la estructura factorial del ASI ha sido revisada en algunos países latinoamericanos (Cárdenas et al., 2010; Manrique & Muñoz, 2020; Vaamonde & Omar, 2012), no se cuenta con un instrumento validado en el Ecuador que permita realizar investigaciones contextualizadas sobre sexismo.

En cuanto a los resultados, como primer paso para realizar el proceso de validez de constructo, se analizó el desempeño de los ítems por medio de la descripción de sus valores y se encontró que todos guardaban un comportamiento homogéneo entre sí, pero inclinados en sus respuestas hacia valores de baja presencia en torno al constructo medido. Este comportamiento, sesgado al extremo izquierdo, se puede evidenciar en el proceso de evalua-

ción de la normalidad multivariada, supuesto que fue verificado al encontrarse que las distribuciones de las puntuaciones no seguían un patrón normal. Esto determinó que el proceso de validación factorial se hiciera a través de estimadores robustos.

En referencia a la estructura factorial del ASI, los resultados del AFE mostraron que existe una configuración de dos factores con seis ítems cada uno, lo cual concuerda con la versión de [Rodríguez et al. \(2009\)](#), además, cuenta con una varianza total de 49.51% que lo hace aceptable. Por otra parte, el AFC con estimación DWLS en la versión reducida de 12 ítems se adapta a la muestra ecuatoriana a través de un modelo de dos factores correlacionados. Los indicadores de ajuste absolutos ( $\chi^2$ ,  $\chi^2/gf$ , SRMR), de ajuste relativo (CFI, TLI) y el no basado en la centralidad (RMSEA) se ubican dentro del margen de aceptación ([Brown, 2015](#); [Byrne, 2008](#); [Yang-Wallentin et al., 2010](#)), lo que demuestra que la escala ASI es apta para su uso en población ecuatoriana y que puede ser empleada en investigaciones sobre las actitudes y comportamientos sexistas hacia la figura femenina. Se analizó también la invarianza por género del ASI, evidenciándose que la equivalencia de medida llega a nivel fuerte ([Asparouhov & Muthén, 2014](#)), lo cual señala que existen ligeras diferencias en la estructuración latente del constructo de sexismo que varía entre grupos (hombres vs. mujeres).

En tercer lugar, los resultados respecto a la fiabilidad del instrumento (consistencia interna) y relación con otras variables (validez de convergencia) son adecuados. Acerca de la fiabilidad, calculada con el coeficiente  $\omega$ , se encontró que el factor de sexismo hostil, así como la valoración total del ASI, presentan niveles de consistencia aceptables; en el factor de sexismo benevolente, el puntaje resulta menor, aunque su consistencia es aceptable para fines investigativos. Estos resultados estarían poniendo en evidencia una mayor tendencia de la población estudiada a demostrar actitudes sexistas hacia la mujer con manifestaciones de hostilidad, más que con expresiones de protección y de cuidado.

Sin embargo, es importante señalar que los va-

lores de consistencia interna de este estudio son relativamente más bajos que los reportados en los trabajos referenciales ([Cárdenas et al., 2010](#); [Expósito et al., 1998](#); [Glick & Fiske, 1996](#); [Manrique & Muñoz, 2020](#); [Rodríguez et al., 2009](#); [Vaamonde & Omar, 2012](#)). Una explicación puede ser el cambio en el uso del coeficiente  $\omega$  en reemplazo del coeficiente de Cronbach. De este modo, los hallazgos del presente estudio aportan con una apreciación más clara de la fiabilidad del ASI, tomando en cuenta las particularidades tanto de la escala como del mecanismo de respuesta de los ítems, hecho que resulta novedoso puesto que en las revisiones anteriores no se realizaron de manera similar.

Con respecto a las evidencias de validez en función de la relación con otras variables, se encontró que los factores y la escala global del ASI se correlacionan de manera moderada, positiva y significativa con el AMI, lo cual es similar a lo reportado por [Rodríguez et al. \(2009\)](#) en España. Este hallazgo permite deducir que en el medio ecuatoriano se presentan actitudes y conductas sexistas hacia los hombres. Además, se abre el espacio para que futuras investigaciones estudien las propiedades psicométricas del AMI en Ecuador, con lo cual se podría contar con validaciones contextualizadas de ambas pruebas que avalen investigaciones sobre sexismo en el medio.

En conclusión, los hallazgos referentes a la estructura factorial del ASI permiten plantear algunas precisiones. Por un lado, la estructura de dos factores con 12 ítems replica lo encontrado en la muestra española ([Rodríguez et al., 2009](#)). Por otro lado, en la muestra ecuatoriana, la escala conserva una estructura factorial igual a la de la versión original ([Glick & Fiske, 1996](#)) y a las de otras versiones de 22 ítems reportadas en estudios latinoamericanos previos ([Cárdenas et al., 2010](#); [Expósito et al., 1998](#); [Manrique & Muñoz, 2020](#); [Vaamonde & Omar 2012](#)). Estos resultados permiten reconfirmar la validez del ASI en el contexto ecuatoriano. Además, dada la estructura de dos factores hallada en este estudio, el ASI podría correlacionarse con pruebas

similares (Cárdenas et al., 2010; Expósito et al., 1998; Glick & Fiske, 1996; Manrique & Muñoz, 2020; Rodríguez et al., 2009; Vaamonde & Omar, 2012). Esta característica podría estudiarse a futuro con población ecuatoriana, a fin de analizar la capacidad convergente de la escala con otros instrumentos.

Respecto a las limitaciones del presente estudio, una de ellas es que el reclutamiento de los participantes estuvo focalizado en Quito. Esta consideración es importante, pues Ecuador es un país multiétnico y pluricultural, por tanto, el constructo de sexismo y los factores propuestos por el ASI podrían tener connotaciones particulares en los diversos espacios socio-culturales. En consecuencia, se recomienda que futuros trabajos normativos incluyan otros sectores del país. Otra limitación son los varios contextos de aplicación del presente estudio (lugares públicos vs. encuesta digital), que puede haber afectado el nivel de privacidad, atención y concentración de los participantes. Finalmente, existe una limitación referente al propio concepto explorado, pues el tema del sexismo topa actitudes personales profundas y tiende a ser polémico, por tanto, la investigación pudo haber sido influida por la deseabilidad social. Efectivamente, las personas saben que las actitudes sexistas son indeseables y podrían haber sido menos sinceras en sus respuestas. Aunque esto no afecta directamente a la validación del instrumento, investigaciones que busquen explorar la presencia de actitudes sexistas deberán tomar en cuenta este factor.

## Referencias

- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Multiple-group factor analysis alignment. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(4), 495-508. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.919210>
- Arbach, K., Vaiman, M., Bobbio, A., Bruera, J., & Lumello, A. (2019). Inventario de Sexismo Ambivalente: Invarianza factorial entre géneros y relación con la violencia de pareja. *Interdisciplinaria*, 36(1), 59-76. [http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1668-70272019000100005&lng=es&tIng=es](http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1668-70272019000100005&lng=es&tIng=es)
- Arteaga-Barba, M., López Escamilla, K. G., Monroy Sánchez, K., Pérez León, J. R., Guzmán-Díaz, G., & Cisneros Herrera, J. (2021). Aproximación socio-histórica y psicoanalítica del machismo y sexismo. *Boletín Científico de la Escuela Superior Atotonilco De Tula*, 8(15), 45-50. <https://doi.org/10.29057/esat.v8i15.6305>
- Ato, M., López, J., & 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>
- Barrera, R. (2020). *Sexismo ambivalente y su relación con la violencia de pareja en los estudiantes de la Facultad de Medicina de la Universidad Católica de Cuenca* [Tesis de grado, Universidad Católica de Cuenca]. Repositorio Institucional de la Universidad Católica de Cuenca. <https://dspace.ucacue.edu.ec/handle/ucacue/8357>
- Boira, S., Chilet-Rosell, E., Jaramillo-Quiroz, S., & Reinoso, J. (2017). Sexismo, pensamientos distorsionados y violencia en las relaciones de pareja en estudiantes universitarios de Ecuador de áreas relacionadas con el bienestar y la salud. *Universitas Psychologica*, 16(4), 1-12. <https://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.upsy16-4.spdv>
- Bradley-Geist, J. C., Rivera, I., & Geringer, S. D. (2015). The collateral damage of ambivalent sexism: Observing sexism impacts bystander self-esteem and career aspirations. *Sex Roles*, 73(1), 29-42. <https://doi.org/10.1007/s11199-015-0512-y>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (Vol. 2). Guilford Publications.
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument:

- A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. [https://www.researchgate.net/publication/23404381\\_Testing\\_for\\_multigroup\\_equivalence\\_of\\_a\\_measuring\\_instrument\\_A\\_walk\\_through\\_the\\_process](https://www.researchgate.net/publication/23404381_Testing_for_multigroup_equivalence_of_a_measuring_instrument_A_walk_through_the_process)
- Cain, M. K., Zhang, Z., & Yuan, K. H. (2017). Univariate and multivariate skewness and kurtosis for measuring nonnormality: Prevalence, influence and estimation. *Behavior research methods*, 49(5), 1716-1735. <https://doi.org/10.3758/s13428-016-0814-1>
- Cárdenas, M., Lay, S., González, C., Calderón, C., & Alegría, I. (2010). Inventario de sexismo ambivalente: adaptación, validación y relación con variables psicosociales. *Revista Salud & Sociedad*, 1(2), 125-135. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2010.0002.00006>
- Carrera-Fernández, M. V., Lameiras-Fernández, M., Rodríguez-Castro, Y., & Vallejo-Medina, P. (2013). Bullying among Spanish secondary education students: The role of gender traits, sexism, and homophobia. *Journal of Interpersonal Violence*, 28(14), 2915-2940. <https://doi.org/10.1177/0886260513488695>
- Carrera-Fernández, M. V., Lameiras-Fernández, M., Rodríguez-Castro, Y., & Vallejo-Medina, P. (2014). Spanish adolescents' attitudes toward transpeople: Proposal and validation of a short form of the Genderism and Transphobia Scale. *The Journal of Sex Research*, 51(6), 654-666. <https://doi.org/10.1080/00224499.2013.773577>
- Caycho-Rodríguez, T., Vilca, L., Carbajal-León, C., White, M., Vivanco-Vidal, A., Saroli-Aranibar, D., Peña-Calero, B., & Moreta-Herrera, R. (2021). Coronavirus Anxiety Scale: New psychometric evidence for the Spanish Version based on CFA and IRT models in a Peruvian Sample. *Death Studies*, 46(5), 1090-1099. <https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1865480>
- Chahín-Pinzón, N., & Briñez, B. L. (2015). Propiedades psicométricas de la Escala de Ideología de Género en adolescentes colombianos. *Universitas Psychologica*, 14(1), 81-90. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.upsy14-1.ppei>
- Cortés, L., Sánchez, M., & Mézquita, Y. (2022). Sexismo, ideología de género y apoyo a premisas socioculturales en estudiantes de educación superior. *Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar*, 6(2), 1315-1342. [https://doi.org/10.37811/cl\\_rcm.v6i2.1956](https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v6i2.1956)
- De Lemus, S., Castillo, M., Moya, M., Padilla, J. L., & Ryan, E. (2008). Elaboración y validación del Inventario de Sexismo Ambivalente para Adolescentes. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8(2), 537-562. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33712001013.pdf>
- Díaz, C., Rosas, M. A., & González, M. T. (2010). Escala de Machismo Sexual (EMS-Sexismo-12): diseño y análisis de propiedades psicométricas. *Summa Psicológica UST*, 7(2), 35-44. <https://doi.org/10.18774/448x.2010.7.121>
- Díaz-Loving, R., González-Rivera, I., & Baeza-Rivera, M. J. (2019). Sexismo: una configuración a partir de las premisas histórico-psicosocioculturales. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 1(3), 287-293. <https://www.revistacneip.org/index.php/cneip/article/view/67/52>
- Domínguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica*, 28(6), 401-402. <https://doi.org/10.1016/j.enfcli.2018.06.002>
- Domínguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2015). Sobre el reporte de confiabilidad del Clarp-TDAH, de Salamanca (2010). *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1316-1317. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5167553>

- Etengoff, C., & Lefevor, T. (2021). Sexual prejudice, sexism, and religion. *Current Opinion in Psychology*, 40, 45-50. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2020.08.024>
- Expósito, F., Moya, M. C., & Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: medición y correlatos. *Revista de Psicología Social*, 13(2), 159-169. <https://dx.doi.org/10.1174/021347498760350641>
- Farkas, T., & Leaper, C. (2016). Chivalry's double-edged sword: How girls' and boys' paternalistic attitudes relate to their possible family and work selves. *Sex Roles*, 74, 220-230. <https://doi.org/10.1007/s11199-015-0556-z>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 37(1), 18-33. <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441003.pdf>
- Glick, P., & Fiske, S. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 491-512. <https://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.491>
- Glick, P., & Fiske, S. (2001). An ambivalent alliance: Hostile and benevolent sexism as complementary justifications for gender inequality. *American Psychologist*, 56(2), 109-118. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.2.109>
- Hellmer, K., Stenson, J., & Jylhä, K. (2018). What's (not) underpinning ambivalent sexism?: Revisiting the roles of ideology, religiosity, personality, demographics, and men's facial hair in explaining hostile and benevolent sexism. *Personality and Individual Differences*, 122, 29-37. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.001>
- Hideg, I., & Shen, W. (2019). Why still so few? A theoretical model of the role of benevolent sexism and career support in the continued underrepresentation of women in leadership positions. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, 26(3), 287-303. <https://doi.org/10.1177/1548051819849006>
- Holtmann, J., Koch, T., Lochner, K., & Eid, M. (2016). A comparison of ML, WLSMV, and Bayesian methods for multilevel structural equation models in small samples: A simulation study. *Multivariate Behavioral Research*, 51(5), 661-680. <https://doi.org/10.1080/00273171.2016.1208074>
- 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 de Investigación Psicológica*, (19), 61-74. [http://www.scielo.org.bo/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2223-30322018000100006&lng=es&tlng=es](http://www.scielo.org.bo/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2223-30322018000100006&lng=es&tlng=es)
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- 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), 1-14. <https://doi.org/10.5565/rev/qpsicologia.1523>
- Manrique, C. R., & Muñoz, A. F. (2020). Propiedades psicométricas del Inventario de sexismo ambivalente en estudiantes peruanos. *PsiqueMag. Revista Científica Digital de Psicología*, 9(1), 89-101. <https://revistas.ucv.edu.pe/index.php/psiquemag/article/view/208>
- Mardia, K. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Merlyn, M. F., & Díaz, E. (2021). Apego y sexismo en población adulta entre 18 y 60 años en Quito,

- Ecuador. *Ciencias Psicológicas*, 15(2), e-2302. <https://doi.org/10.22235/cp.v15i2.2302>
- Moreta-Herrera, R., Mayorga-Lascano, M., Larzabal-Fernandez, A., & Vaca-Quintana, D. (2020). Factor analysis, reliability and validity of a measurement model for the intent of alcohol consumption among Ecuadorian teenagers. *Health & Addictions*, 20(1), 126-135. <https://doi.org/10.21134/haaj.v20i1.489>
- Muñoz-Ponce, N., Espinobarros-Nava, F., Romero-Méndez, C., & Rojas-Solís, J. L. (2020). Sexismo, celos y aceptación de violencia en jóvenes universitarios mexicanos. *Katharsis*, 29, 3-21. <https://www.academica.org/christian.alexis.romeromendez/4.pdf?view>
- Oswald, D. L., Baalbaki, M., & Kirkman, M. (2019). Experiences with benevolent sexism: Scale development and associations with women's well-being. *Sex Roles*, 80(5), 362-380. [https://epublications.marquette.edu/psych\\_fac/446/](https://epublications.marquette.edu/psych_fac/446/)
- Pinzón-Estrada, S. C., Aponte-Valverde, M. V., & Useche-Morillo, M. L. (2017). ¿Sexismo en enfermería? Una mirada desde la perspectiva de género a roles feminizados como el cuidado. *PROSPECTIVA. Revista de Trabajo Social e intervención social*, (23), 123-146. <https://doi.org/10.25100/prts.v0i23.4590>
- R Core Team. (2019). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Recio, P., Cuadrado, I., & Ramos, E. (2007). Propiedades psicométricas de la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (DSA). *Psicothema*, 19(3), 522-528. <https://www.psicothema.com/pi?pii=3394>
- Rodríguez, Y., Lameiras, M., & Carrera, M. (2009). Validación de la versión reducida de las escalas ASI y AMI en una muestra de estudiantes españoles. *Psicogente*, 12(22), 284-295. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3265018>
- Rodríguez-Castro, Y., Lameiras, M., & Carrera, M. V. (2015). Amor y Sexismo: una peligrosa relación en los y las adolescentes gallegos/as. *Revista de Estudios e Investigación en Psicología y Educación*, (2), 11-14. <https://doi.org/10.17979/reipe.2015.0.02.234>
- Saínez, M., & Meneses, J. (2018). Brecha y sesgos de género en la elección de estudios y profesiones en la educación secundaria. *Panorama Social*, 27, 23-31. <https://femrecerca.cat/meneses/publication/brecha-sesgos-genero-eleccion-estudios-profesiones-educacion-secundaria/brecha-sesgos-genero-eleccion-estudios-profesiones-educacion-secundaria.pdf>
- Sánchez-Hernández, M. D., Herrera-Enríquez, M. C., & Expósito, F. (2020). Controlling behaviors in couple relationships in the digital age: Acceptability of gender violence, sexism, and myths about romantic love. *Psychosocial Intervention*, 29(2), 67-81. <https://doi.org/10.5093/pi2020a1>
- Soto-Bustamante, R. (2020). Sexismo y justificación de la violencia en adolescentes ecuatorianos de contextos en riesgo psicosocial. *Avances en Psicología*, 28(2), 229-242. <https://doi.org/10.33539/avpsicol.2020.v28n2.2251>
- Vaamonde, J. D., & Omar, A. (2012). Validación argentina del inventario de sexismo ambivalente. *Alternativas en Psicología*, 16(26), 47-58. [http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_abstract&pid=S1405-339X2012000100005&lng=es&nrm=iso](http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1405-339X2012000100005&lng=es&nrm=iso)
- Ventura-León, J., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. <https://www.redalyc.org/pdf/773/77349627039.pdf>

- Ventura-León, J., & Peña-Calero, B. N. (2021). El mundo no debería girar alrededor del alfa de Cronbach  $\geq$ , 70. *Adicciones*, 33(4), 369-372. <https://www.adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/1576>
- Waddell, N., Sibley, C., & Osborne, D. (2018). Better off Alone? Ambivalent Sexism Moderates the Association Between Relationship Status and Life Satisfaction Among Heterosexual Women and Men. *Sex Roles*, 80, 347-361. <https://dx.doi.org/10.1007/s11199-018-0935-3>
- Yang-Wallentin, F., Jöreskog, K. G., & Luo, H. (2010). Confirmatory factor analysis of ordinal variables with misspecified models. *Structural Equation Modeling*, 17(3), 392-423. <https://doi.org/10.1080/10705511.2010.489003>