

Estructura factorial, invarianza de la medida y propiedades psicométricas del Inventario de Sexismo Ambivalente en Costa Rica*

Factor structure, invariance of the measure and psychometric properties of the Ambivalent Sexism Inventory in Costa Rica

Vanessa Smith Castro

Universidad de Costa Rica, Costa Rica

Catalina Argüello-Gutiérrez

Universidad Internacional de La Rioja, España

Resumen

El sexismo ambivalente (SA) es un constructo multidimensional compuesto por creencias y actitudes hostiles y benevolentes que legitiman la desigualdad entre sexos. Para medirlo, se usa de manera muy difundida el Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA), una escala originalmente creada en inglés que ha sido traducida y utilizada en el contexto latinoamericano. No obstante, en Costa Rica no se cuenta con evidencia suficiente que permita justificar la invarianza de la medida y permitir un uso psicométrico adecuado. En este estudio se evaluaron las propiedades psicométricas del ISA en dos grupos poblacionales, en dos diferentes años (2013 y 2017) y en hombres y mujeres. Concretamente, se analizó la estructura factorial y la invarianza de la medida en estos grupos mediante la técnica de Análisis de Factores Confirmatorio (AFC) Multigrupo. La muestra estuvo conformada por 968 participantes, con edades entre 16 y los 92 años ($M = 23$ años, $DE = 11.62$ años) de los cuales el 58.7% fueron mujeres. De forma global, los datos indicaron que la estructura factorial del instrumento se sostiene en poblaciones distintas, a lo largo del tiempo y tanto en hombres como mujeres. Específicamente, en el caso de las dos poblaciones estudiadas y los dos puntos en el tiempo, los resultados indicaron que solo se pueden asumir las invarianzas configural y métrica. En el caso del sexo, los resultados indicaron que sí es posible asumir niveles de invarianza estrictos de manera parcial. Se concluye que el ISA presenta adecuadas propiedades psicométricas para su uso en Costa Rica.

Palabras clave: ISA; estereotipos de género; propiedades psicométricas; invarianza de medida; validez.

Vanessa Smith-Castro, Instituto de Investigaciones Psicológicas, Universidad de Costa Rica, Costa Rica. Catalina Argüello-Gutiérrez, Universidad Internacional de La Rioja (UNIR), España.

*Los datos de investigación que respaldan esta publicación pueden ser puestos a disposición por la primera autora a partir de una solicitud justificada.

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse a Vanessa Smith-Castro, Instituto de Investigaciones Psicológicas, Universidad de Costa Rica, 11501-2060, San Pedro, San José, Costa Rica, correo electrónico: vanessa.smith@ucr.ac.cr

Abstract

Ambivalent Sexism (AS) is a multidimensional construct made up of hostile and benevolent beliefs and attitudes that legitimize inequality between the genres. To measure AS the Ambivalent Sexism Inventory (ASI) is widely used. The scale was initially created in English and has is translated and used in several contexts, including the Latin American one. However, in Costa Rica, there is not enough evidence to justify the invariance of the measure and allow adequate psychometric uses. In this study, ASI's psychometric properties were evaluated in two population groups, at two different points in time, and among men and women. Specifically, the instrument's factorial structure and invariance across these groups were analyzed using the Multigroup Confirmatory Factor Analysis (CFA) technique. The sample consisted of 968 participants, aged between 16 and 92 years ($M = 23$ years, $SD = 11.62$ years), of which 58.7% were women. Overall, data indicated the two-dimensional structure of the instrument was partially supported in different populations, over time, and among both men and women. Specifically, in the case of the two populations and the two temporal moments, the results indicated that only configural and metric invariances can be assumed. In the case of sex, results revealed that it is possible to partially assume strict levels of invariance. It is concluded that the ASI presents adequate psychometric properties for its use in Costa Rica.

Keywords: ASI, gender stereotypes, psychometric properties, measurement invariance, validity.

El sexismo se ha definido tradicionalmente como el respaldo a creencias y sentimientos discriminatorios o prejuiciosos basados en el sexo, generalmente vinculados a concepciones estereotipadas de los sexos y a la adopción de una ideología tradicional de los roles de género (Moya & Expósito, 2001). Aunque el sexismo puede ser dirigido tanto a hombres como a mujeres, los estudios muestran que el sexismo afecta más frecuentemente y más severamente a mujeres y géneros marginalizados que a hombres; de allí que la investigación se haya concentrado más en el estudio del sexismo hacia las mujeres, reconociendo que también los hombres se ven afectados por el sexismo (Glick & Fiske, 1996).

La investigación previa muestra, también, que el sexismo hacia las mujeres es altamente persistente y tiene consecuencias negativas en su bienestar, integración social, desarrollo personal, laboral y académico, entre otras áreas. Por ejemplo, los más recientes resultados del índice de Normas Sociales de Género del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (United Nations Development Programme [UNDP, 2020]), que incluye datos de 75 países (más del 80% de la población mundial), reveló que, a pesar de los importantes progresos hacia la igualdad entre hombres y mujeres, cerca del 90% de la población mantiene algún tipo de prejuicio en contra las mujeres. Específicamente, el estudio mostró que aproximadamente el 50% de los participantes consideran que las mujeres son peores líderes políticos que los hombres. Asimismo, más del 40% opinó que los hombres son mejores ejecutivos empresariales y que tienen más derecho a ocupar un empleo en casos en los que el trabajo escasee. Finalmente, el 28% de las personas encuestadas creía que está justificado que un marido le pegue a su esposa.

Dado el impacto del fenómeno en la vida de millones de personas, en las últimas décadas se han llevado a cabo importantes esfuerzos para medir las formas contemporáneas de expresión del sexismo, lo que ha permitido el desarrollo y validación de varios instrumentos de sesgos y conductas sexistas en contra de las mujeres (Glick & Fiske, 1996; Swim et al., 1995; Tougas et al., 1995).

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

Dentro de los instrumentos más utilizados, destaca el Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA)¹ desarrollado por Glick & Fiske (1996). El ISA ha resultado ser de gran utilidad para la medición de dos dimensiones del sexismo: el hostil y el benevolente. El primero se refiere al tipo de actitudes derogatorias en contra de las mujeres a partir de la idea de que estas intentan manipular a los hombres y adquirir privilegios innmerecidos; el segundo hace referencia a una actitud condescendiente y paternalista hacia las mujeres que las subordina a roles de indefensión, reproduciendo los estereotipos de fragilidad y de necesidad de protección (Glick & Fiske, 1996).

El ISA ha sido utilizado en innumerables estudios desde su concepción, evidenciando su utilidad para estudiar un fenómeno muy persistente que se presenta de formas tanto abiertas como solapadas y sutiles, por lo que se hace necesario un trabajo constante de análisis de sus propiedades psicométricas (Fiske & North, 2014). Uno de los principales retos en los procesos de validación consiste en proporcionar evidencia sobre la capacidad de las escalas de medir, adecuadamente, los constructos en distintos grupos poblacionales a través del tiempo. Para ello, se hace uso de herramientas estadísticas como el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), que permite estimar la equivalencia de la medida en distintos grupos, permitiendo inferir que el significado de las puntuaciones de la medida es el mismo (Putnick & Bornstein, 2016). El presente estudio tiene como objetivo analizar la estructura factorial, la invarianza de medida y la consistencia interna del ISA en distintos grupos poblacionales, en dos diferentes años de aplicación y en dos sexos, con el fin de aportar evidencia sobre la idoneidad de las propiedades psicométricas del constructo en Costa Rica.

Estimar la invarianza de medida entre diferentes contextos/años/sexos proporciona información valiosa para responder a tres cuestiones importantes que guían la presente investigación: ¿tiene el sexismo ambivalente un significado equivalente para el grupo de los estudiantes universitarios y el grupo de miembros de la comunidad general?, ¿ha cambiado la composición del instrumento a través de los años en el contexto del país?, ¿es posible comparar directamente las actitudes sexistas ambivalentes de hombres y mujeres utilizando el ISA? De esta manera, se espera proporcionar información actualizada sobre las propiedades psicométricas del inventario y contribuir, además, al análisis de fenómenos psicosociales centrales para la convivencia y desarrollo equitativo y justo de nuestras sociedades.

Sexismo: conceptualizaciones contemporáneas

El sexismo contemporáneo se ha conceptualizado de diferentes maneras; específicamente, se han propuesto tres. Swim et al. (1995) definieron el sexismo moderno como la negación de la discriminación continuada basada en el sexo y la sensación de que las mujeres “presionan” demasiado, lo que a su vez da lugar a respuestas despectivas a las demandas de las mujeres. Por otro lado, Tougas et al. (1995) describieron el neosexismo como la expresión de un conflicto entre las creencias igualitarias modernas y los sentimientos negativos tradicionales hacia las mujeres, caracterizado por el resentimiento hacia sus logros sociales y políticos y, en particular, hacia las acciones afirmativas en favor de las mujeres. Por último, Glick & Fiske (1996) identificaron el sexismo ambivalente como un constructo multidimensional que implica tanto actitudes hostiles como benévolas hacia las mujeres.

¹ Internacionalmente, este instrumento se conoce como ASI por sus siglas en inglés para Ambivalent Sexism Inventory (Glick & Fiske, 1996). Aunque es común ver en algunos autores hispanohablantes el uso de las siglas originales, en el presente artículo utilizaremos las siglas en castellano.

Las dos primeras conceptualizaciones describen el sexismo, principalmente, como sentimientos y actitudes negativas hacia las mujeres, mientras que la última conceptualiza el sexismo como una combinación de ideologías de género hostiles y benévolas mantenidas tanto por hombres como por mujeres.

La Teoría del Sexismo Ambivalente (TSA, [Glick & Fiske, 1996](#)) ofrece una perspectiva muy pertinente para comprender la dinámica específica de las relaciones de género ([Barreto & Doyle, 2023](#)). Desde este punto de vista, las formas contemporáneas de sexismo surgen no solo debido a las condiciones sociales actuales que sancionan el sexismo abierto, sino que son reflejo de la especial relación que tienen los hombres y las mujeres, que hace que las expresiones de sexismos no sean siempre hostiles, sino profundamente ambivalentes ([Glick & Fiske, 1996](#)).

En concreto, la TSA ([Glick & Fiske, 1997](#)) argumenta que la ambivalencia entre sexos proviene de condiciones culturales y biológicas comunes a muchas sociedades humanas: el patriarcado, la diferenciación de sexos y la reproducción sexual. Por ejemplo, existe amplia evidencia de que la dominación masculina ha estado y está muy extendida en las sociedades agrícolas e industriales ([Harris, 1991](#); [Pratto, 1996](#)); además, en todas las culturas, hombres y mujeres ocupan roles sociales (más o menos) diferenciados en varios ámbitos ([Eagly & Wood, 1999](#)); y, por último, la reproducción sexual, que se constituye como un imperativo biológico de la especie humana, promueven y condicionan las relaciones íntimas entre hombres y mujeres. Así, según la TSA, estos factores, especialmente la diferencia de poder (a favor de los hombres) y la interdependencia íntima (entre hombres y mujeres,) crean ideologías, generan comportamientos hostiles y benévolos sobre ambos sexos ([Glick et al., 2000](#); [Glick & Fiske, 1996, 1997, 2001, 2011](#)).

[Glick & Fiske \(1996\)](#) describen el sexismo como un constructo multidimensional que implica tanto actitudes hostiles como benévolas hacia las mujeres. El sexismo hostil (SH) se define como la antipatía y actitudes despectivas (al igual que la definición clásica de prejuicio); mientras que el sexismo benevolente (SB) se define como un conjunto de actitudes subjetivamente positivas que son sexistas en términos de que promueven una visión estereotipada de las mujeres inmersas en roles de género restringidos.

De esta conceptualización se deriva una de las medidas más ampliamente utilizadas en la investigación sobre sexismo en la actualidad (el ISA). Debido a la importancia de esta medida para la investigación contemporánea, el presente estudio se concentró en el análisis psicométrico de este instrumento.

El Inventario de Sexismo Ambivalente

El ISA consta de 22 ítems que se distribuyen en dos subescalas: Sexismo Hostil (SH), que coincide, básicamente, con la antigua conceptualización del sexismo, y Sexismo Benevolente (SB), que refleja a las mujeres como criaturas delicadas, confinadas a roles limitados. Ejemplos de ítems correspondientes a SH son “Las mujeres buscan ganar poder consiguiendo el control sobre los hombres” y “Las mujeres exageran los problemas que tienen en el trabajo”. Ejemplos de ítems de SB son “Muchas mujeres tienen una cualidad de pureza que pocos hombres poseen” y “Las mujeres deben ser apreciadas y protegidas por los hombres”.

Diferentes estudios (p. ej. [Fiske & North, 2014](#); [Glick & Fiske, 1996, 1997](#)) han arrojado vasta evidencia de las propiedades psicométricas de la medida desde el enfoque de la Teoría Clásica los Test

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

(TCT). Específicamente, han reportado coeficientes Alfa de Cronbach para la escala global que oscilan entre .80 y .90. Para la subescala SH, los coeficientes han oscilado entre .80 y .90, mientras que para la subescala SB han sido más bajos, oscilando entre .70 y .85. Los estudios de validez arrojaron correlaciones significativas del ISA, especialmente la SH, con otras medidas de sexismo, racismo y sesgos de género. Los análisis de factores apoyan la idea de que las puntuaciones del ISA muestran dos dimensiones positivamente correlacionadas, pero claramente diferenciadas: el sexismo hostil y el benevolente.

Otros autores también han aportado pruebas de la fiabilidad y validez de las puntuaciones ISA en adultos (Becker & Wagner, 2009; Cárdenas et al., 2010), en adolescentes (de Lemus et al., 2008, 2010; Etchezahar & Ungaretti, 2014) y en diferentes contextos sociales, culturales y lingüísticos (Aktan & Yalcindag, 2022; Chen et al., 2009; Rodríguez-Castro et al., 2013; Rodríguez & Magalhães, 2013; Sakallh-Uğurlu & Glick, 2003). En el contexto latinoamericano, se han realizado varios estudios psicométricos en torno al ISA. Por ejemplo, en Argentina, Vaamonde y Omar (2012) registraron una fiabilidad de $\alpha = .87$ de la escala completa, así como convergencia con actitudes sociales, neosexismo y divergencia con deseabilidad social. El instrumento presentó, también, una buena consistencia interna en estudios realizados en Chile con $\alpha = .84$ (Cárdenas et al., 2010), en Perú con $\omega = .87$ (Manrique & Muñoz, 2020) y en Ecuador con $\omega = .71$ (Merlyn et al., 2022). En Costa Rica, algunos estudios antecedentes han reportado el uso del ISA en estudiantes universitarios y colegiales con propiedades psicométricas adecuadas ($\alpha > .75$; Argüello-Gutiérrez et al., 2023; Smith-Castro et al., 2019; Zamora-Araya et al., 2018). Sin embargo, no se conocen a la fecha publicaciones que aborden el tema de la invarianza de la medida en Costa Rica.

La invarianza factorial se conceptualiza como el proceso de verificación de que las propiedades de medida de los instrumentos o sus ítems sean equivalentes en distintos contextos, épocas, culturas o grupos sociales, reflejando adecuadamente el constructo que se desea medir. Cuando no se asegura la invarianza factorial, se pueden generar interpretaciones imprecisas acerca de las diferencias que se pueden encontrar, no teniéndose certeza de que estas sean producto de las diferencias reales del constructo. El presente estudio reporta los resultados de la estructura factorial, el análisis de la invarianza de medida y la consistencia interna del ISA en distintos grupos poblacionales, en dos diferentes años de aplicación y en dos sexos, con el fin de aportar evidencia sobre la idoneidad de las propiedades psicométricas del constructo en nuestro país.

Metodología

El presente análisis se ubica en la categoría de estudios instrumentales, en donde se analizan las propiedades psicométricas de instrumentos de medida psicológicos, ya sea de nuevas pruebas o de la traducción y adaptación de pruebas ya existentes (Ato et al., 2013). Específicamente, se analiza la estructura factorial, la invarianza de medida y la consistencia interna del ISA. Antes de proceder a describir los aspectos específicos de la implementación del estudio, se considera necesaria una breve explicación de los fundamentos de la estimación de la invarianza de medida, para las personas lectoras menos familiarizadas con esta técnica.

La estimación de la invarianza de los instrumentos de medición

El análisis de invarianza de medida evalúa la equivalencia (psicométrica) de la medición de un constructo. Esta puede ser entre dos o más grupos poblacionales o entre distintos momentos de medición.

Su objetivo consiste en la comprobación de que un constructo tiene el mismo significado para esos grupos o diferentes momentos de medición.

Este resulta ser un aspecto relevante de la investigación ya que, por ejemplo, antes de comprobar las diferencias entre dos grupos en un determinado constructo, es necesario corroborar la invarianza de la estructura del instrumento a partir de aspectos claves tales como el sexo, la edad, la zona de residencia o el grupo étnico. Además, es posible que la interpretación de un constructo pueda cambiar con el tiempo, por lo cual es relevante confirmar la invarianza a través de distintos momentos de medición, es decir a través del tiempo, o antes y después de una intervención. Para revisar más sobre la historia, fundamentos y buenas prácticas en el análisis de invarianza se recomienda consultar el artículo de Putnick y Bornstein (2016).

La invarianza de la medida se puede probar desde en un marco de Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) o en un marco de Modelado de Ecuaciones Estructurales (SEM por sus siglas en inglés; para ampliar, puede verse [Hidalgo-Montesinos & French, 2016](#); [Medrano & Muñoz-Navarro, 2017](#), [Ortiz et al., 2022](#), [Raju et al., 2002](#)). Incluso, algunas investigaciones proponen integrar los dos enfoques (por ejemplo, [Stark et al., 2006](#); [Widaman & Grimm, 2014](#)). El abordaje más comúnmente utilizado suele ser el SEM más que la TRI (para una comparación ver [Meade & Lautenschlager, 2004](#)).

Los SEM son una familia de modelos estadísticos multivariados que permiten estimar el efecto directo e indirecto entre múltiples variables, independientes (predictoras), mediadoras y dependientes (criterio). Existen dos componentes de los SEM: el modelo de medida, que describe la relación existente entre una serie de variables observables (que corresponde al AFC); y el modelo estructural, que especifica las relaciones hipotetizadas entre las variables latentes. Los modelos de ecuaciones estructurales son menos restrictivos que los modelos de regresión por el hecho de permitir incluir errores de medida tanto en las variables criterio como en las variables predictoras ([Maruyama, 1998](#)).

En el abordaje mediante el AFC, los ítems que componen un constructo (por ejemplo, los ítems de una escala) se cargan en un factor latente que representa el constructo. Para comprobar la invariabilidad de la medición entre participantes de varios grupos, se suele utilizar el AFC multigrupo, que es una extensión del AFC tradicional y en el cual se dividen los datos de acuerdo con los distintos grupos a estudiar. De esta forma, se puede analizar si las personas de cada grupo interpretan el instrumento de medida de forma similar ([Lee, 2018](#); [Milfont & Fischer, 2015](#)).

De acuerdo con [Widaman y Reise \(1997\)](#), se consideran cuatro niveles de invarianza de medida que son: (1) la invarianza configural o equivalencia del modelo; (2) la invarianza métrica o equivalencia de las cargas factoriales de los ítems; (3) la invarianza escalar o equivalencia de los interceptos de los ítems; y (4) la residual o equivalencia de los residuos de los ítems o varianzas únicas. La propuesta del presente estudio consiste en estimar cada nivel de manera progresiva, comenzando por la estimación de invarianza configural, pasando por la métrica y la escalar hasta llegar a la estimación de la invarianza residual. Este proceso se describe en detalle en la Tabla 1, elaborada a partir de las recomendaciones de [Putnick y Bornstein \(2016\)](#).

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

Tabla 1
Análisis progresivo de la invarianza de medida

Tipo de invarianza	Secuencia de análisis	Interpretación
Configural: examina si la estructura factorial global se ajusta bien en todos los grupos.	1. Se ajusta un AFC con la estructura propuesta simultáneamente en todos los grupos sin restricción alguna y se analiza el nivel de ajuste.	Permite concluir que la estructura u organización factorial general se mantiene de forma similar en todos los grupos.
Métrica: examina si las cargas factoriales son equivalentes en todos los grupos	2. Se ajusta un AFC con la estructura propuesta simultáneamente en todos los grupos restringiendo a la igualdad las cargas factoriales. Se analiza el ajuste y se compara con el ajuste modelo anterior mediante la prueba de diferencia de los chi-cuadrados de los dos modelos. Si el modelo de invarianza métrica no se desajusta significativamente con respecto al modelo anterior, se acepta la invarianza métrica.	Permite justificar las comparaciones multigrupo de las varianzas y covarianzas factoriales, al indicar que cada ítem de la escala se carga en el factor latente especificado de forma similar y con una magnitud similar en todos los grupos.
Escalar: examina si los interceptos de los ítems son equivalentes en todos los grupos	3. Se ajusta un AFC con la estructura propuesta en todos los grupos restringiendo a la igualdad las cargas factoriales y los interceptos. Se analiza el ajuste y se compara con el ajuste modelo anterior. Si el modelo de invarianza escalar no se desajusta significativamente en comparación con el modelo anterior, se acepta la invarianza escalar.	Permite concluir que los interceptos de los ítems son similares para personas de distintos grupos. Esto permite asegurar que cualquier diferencia estadísticamente significativa en las medias de los grupos no se debe a diferencias en las propiedades de las escalas para cada grupo.
Residual: examina la varianza específica y la varianza del error son equivalentes entre los grupos	4. Se ajusta un AFC con la estructura propuesta en todos los grupos restringiendo a la igualdad las cargas factoriales, los interceptos y los residuos. Se analiza el ajuste y se compara con el modelo anterior. Si el modelo de invarianza residual no se desajusta más que el modelo anterior, se acepta la invarianza residual.	Permite concluir que la restricción de los residuos (la varianza única de los ítems) entre grupos no afecta significativamente al ajuste del modelo. No se considera un prerequisite para la comparación.

Nota. Elaboración propia a partir de Putnick & Bornstein (2016).

Participantes

Se analizaron los datos de un total de 968 participantes. De este total, 431 (44.5%) son estudiantes universitarios y 537 (55.5%) son vecinos y vecinas de comunidades urbanas del GAM. El 40.2% de los participantes ($n = 389$) fueron encuestados en 2013 y el 59.8% ($n = 579$) fueron encuestados en el 2017. Finalmente, 568 (58.7%) son mujeres y 399 son hombres (41.2%). La edad de la muestra total oscila entre los 16 y los 92 años ($M = 23$ años, $DE = 11.62$ años). Las personas de las comunidades presentaron una media de edad de 33.81 años ($DE = 12.20$ años), mientras que las personas universitarias presentaron una media de edad de 20.16 años ($DE = 4.03$ años), donde las primeras son significativamente mayores que las segundas (t de Welch = 23.98, $gl = 653$, $p < .001$). La mayoría de las personas de las comunidades (89%, $n = 477$) reportó un nivel de educación formal universitario, un 10% ($n = 54$) reportó estudios secundarios y solo un 1% ($n = 6$) reportó un nivel de educación formal de primaria completa. Aunque la muestra de las comunidades posee un nivel educativo formal alto, se observó una asociación entre pertenecer a las comunidades y poseer un nivel educativo formal inferior en comparación a las poblaciones universitarias, en virtud de que las personas con niveles educativos formales de primaria y secundaria están sobrerrepresentadas en las comunidades ($\chi^2 = 51.335$, $gl = 2$, $p < .001$).

Instrumento

Para estos estudios, se utilizó la adaptación al contexto costarricense del ISA (Fiske & North, 2014; Glick & Fiske, 1996), realizada por el equipo de investigación de la primera autora (ver Zamora-Araya et al., 2018). Para la adaptación de la versión costarricense, se consideraron, también, las versiones en castellano de Cárdenas et al. (2010) y Expósito et al. (1998). Como ya se indicó, el inventario está compuesto por 22 ítems que corresponden a dos subescalas, las cuales miden dos constructos relacionados pero relativamente distintos (SH y SB). SH mide antipatía sexista hacia las mujeres basada en la percepción de que ellas buscan controlar a los hombres, mientras que SB mide el concepto de las mujeres como “criaturas delicadas”, confinadas a roles limitados. En el Apéndice 1 se pueden ver todos los ítems de acuerdo con cada subescala y su correspondencia con la versión original en inglés. Quienes participaron respondieron los ítems utilizando una escala Likert de 5 puntos, de 1 (completamente en desacuerdo) a 5 (completamente en desacuerdo).

Procedimiento

Los datos provienen de cuatro estudios independientes llevados a cabo entre el 2013 y el 2017 en el marco del proyecto de investigación 723-B3-307 “Nuevas formas de medir viejas ideologías: El caso de los sexismos y sus implicaciones en el ámbito académico”, coordinado por la primera autora del presente artículo inscrito en la Vicerrectoría de Investigación de la Universidad de Costa Rica, y del seminario de graduación “Humor Sexista”, inscrito en la Escuela de Psicología de la Universidad de Costa Rica entre el 2017 y el 2019 a cargo de las dos autoras. Los datos fueron recopilados por las autoras, asistentes de investigación y estudiantes de la Escuela de Psicología de la Universidad de Costa Rica mediante la técnica de encuesta, utilizando instrumentos de autorreporte de papel y lápiz y uno en línea, mediante la plataforma LimeSurvey. En todos los casos, se trabajó con muestras intencionales de participantes voluntarios, que fueron contactados mediante la técnica de Bola de Nieve (Parker et al., 2019) en el Gran Área Metropolitana (GAM) del país. Todos los instrumentos incluyeron el respectivo

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

consentimiento informado. Todos los estudios fueron auditados por el Comité Ético Científico de la Universidad de Costa Rica. El análisis que aquí se presenta se realiza con datos inéditos.

Estrategia de análisis

La codificación y digitación de los datos fue realizada por asistentes de investigación y estudiantes de la carrera de Psicología de la Universidad de Costa Rica en el paquete SPSS (versiones 22 y 25). Los análisis para este estudio se realizaron a partir de la matriz de las varianzas y covarianzas de los datos utilizando el método de Máxima Verosimilitud en el Software Jamovi 2.3.21, que utiliza R como infraestructura subyacente ([The jamovi project, 2023](#)). En un primer momento, se estimó un AFC para todas las muestras en conjunto, que sirvió de línea base para analizar fuentes de desajuste generales. Este modelo asume una estructura bifactorial del ISA con los ítems de la subescala de SB, cargando exclusivamente en un factor latente denominado Sexismo Benevolente y los ítems de la subescala de SH, cargando exclusivamente en un factor latente denominado Sexismo Hostil. Seguidamente, se ejecutaron una serie de AFC multigrupo, ajustando el modelo base en los grupos de comparación por separado (grupos poblacionales, años y sexos), siguiendo la secuencia de análisis descrita en la Tabla 1, que permite determinar los cuatro tipos de invarianza siguiendo las recomendaciones de Putnick & Bornstein (2016).

Para la primera fase de verificación del supuesto de la invarianza configural, se estimó el modelo propuesto para los grupos de manera simultánea sin restricción alguna. En la segunda fase de estimación de la varianza métrica, se restringieron a la igualdad las cargas factoriales, es decir, se especificó que las cargas factoriales de los ítems en sus respectivos constructos fueran equivalentes en los grupos de comparación. Para la tercera fase, la estimación de la varianza escalar, se restringieron a la igualdad tanto las cargas factoriales como los interceptos. La última fase implicó estimar la invarianza de error imponiendo una restricción de equivalencia en las cargas factoriales, los interceptos y los errores.

Como se puede observar, cada nivel de invarianza implicó ajustar un modelo cada vez más restrictivo. Para determinar si se cumple con los supuestos de cada nivel de invarianza, se analizó la bondad de ajuste de cada modelo y, además, se comparó el ajuste del modelo más restrictivo, con respecto al modelo menos restrictivo analizado en la fase anterior.

El ajuste de los modelos a los datos fue evaluado con cuatro índices: el chi cuadrado (χ^2), el Índice de Ajuste Comparativo (CFI), la Raíz Media Cuadrática del Error de Aproximación (RMSEA) y el Residuo Cuadrático Medio Estandarizado (SRMR). Estos índices proporcionan información sobre la divergencia entre la matriz de varianzas/covarianzas del modelo teórico y la matriz de varianzas/covarianzas empírica (véase [Hu & Bentler, 1995](#)). En otras palabras, estos índices permiten estimar si el ajuste del modelo a los datos es aceptable, lo que significaría que la hipótesis sobre la dimensionalidad de la medida es apoyada por los datos. La literatura especializada indica que un modelo se ajusta aceptablemente a los datos si el CFI es mayor a .90, la RMSEA y el SRMR se ubican entre .05 y .08 o menos, y si el valor chi-cuadrado es bajo y *no* es estadísticamente significativo (ver [Maruyama, 1998](#)).

Debido a que el chi cuadrado, por lo general, resulta significativo en muestras grandes (como las analizadas en este estudio) aun cuando los modelos se ajusten adecuadamente ([Hu & Bentler, 1995](#)), este índice se utilizó sobre todo para evaluar si las diferencias de ajuste entre los modelos anidados son estadísticamente significativas por medio de la prueba de la diferencia del chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$).

Si la diferencia del chi cuadrado entre dos modelos anidados resulta estadísticamente significativa, se asume que el modelo con el chi cuadrado mayor se desajusta significativamente más que el modelo con el chi cuadrado menor. Igualmente, la diferencia entre los demás índices de ajuste se puede utilizar como guía para estimar el grado de desajuste. Así, si el modelo de invarianza métrica se desajusta significativamente más que el modelo de invarianza configural, se debe concluir que al menos una carga factorial no es equivalente en todos los grupos y no se admite la invarianza métrica. La misma lógica se aplica para el análisis de los demás niveles de invarianza.

Siguiendo la estrategia propuesta por Putnick & Bornstein (2016), en caso de que las invarianzas totales no fueran apoyadas por los datos, se procedió a estimar las invarianzas parciales de cada nivel liberando secuencialmente las restricciones a la igualdad de cargas, interceptos o errores de los ítems hasta conseguir un modelo parcialmente invariante que no presentara un ajuste significativamente peor que el modelo estimado en la fase anterior.

Complementariamente, se inspeccionaron las cargas factoriales o pesos de regresión de cada ítem en su respectivo factor y su significancia estadística. La significancia estadística de cada carga factorial se obtiene dividiendo el peso de regresión no estandarizado entre su respectivo error estándar, lo que genera un estadístico *t* (o *z* dependiendo del *software*). El valor *p* del estadístico *t* evalúa la hipótesis nula de que el coeficiente es igual a cero (no hay asociación entre el ítem y su respectivo factor latente). Si el valor de *p* es menor a un umbral determinado, se rechaza la hipótesis nula y se asume que el ítem se asocia significativamente con su factor latente.

Adicionalmente, se calculó el Alfa de Cronbach y se estimaron las correlaciones ítem-total o coeficientes de discriminación para cada una de las subescalas y sus respectivos reactivos en las distintas muestras. Valores de alfa de Cronbach superiores a .75 y correlaciones ítem total superiores a .30 suelen ser considerados como adecuados indicadores de consistencia interna de la escala y capacidad de discriminación de los reactivos, respectivamente (Nunnally & Bernstein, 1994).

Finalmente, es importante mencionar que, debido a la gran cantidad de pruebas de significancia realizados en estos análisis, se siguió la recomendación de la Asociación Americana de Estadísticos (ASA, por sus siglas en inglés) de establecer niveles de significancia más estrictos que .05 para rechazar la hipótesis nula (Wasserstein et al., 2019). En este estudio, se utilizó el nivel de *p* al .02 como el nivel de alfa crítico para determinar la significancia estadística. Así, valores de *p* mayores a .02 fueron considerados como no significativos estadísticamente hablando.

Según varios autores, tamaños de muestra de 200 casos o más resultan adecuados en estos análisis (Pendergast et al., 2017; Putnick & Bornstein, 2016). En este estudio, el grupo de menor tamaño es de 399 participantes.

Resultados

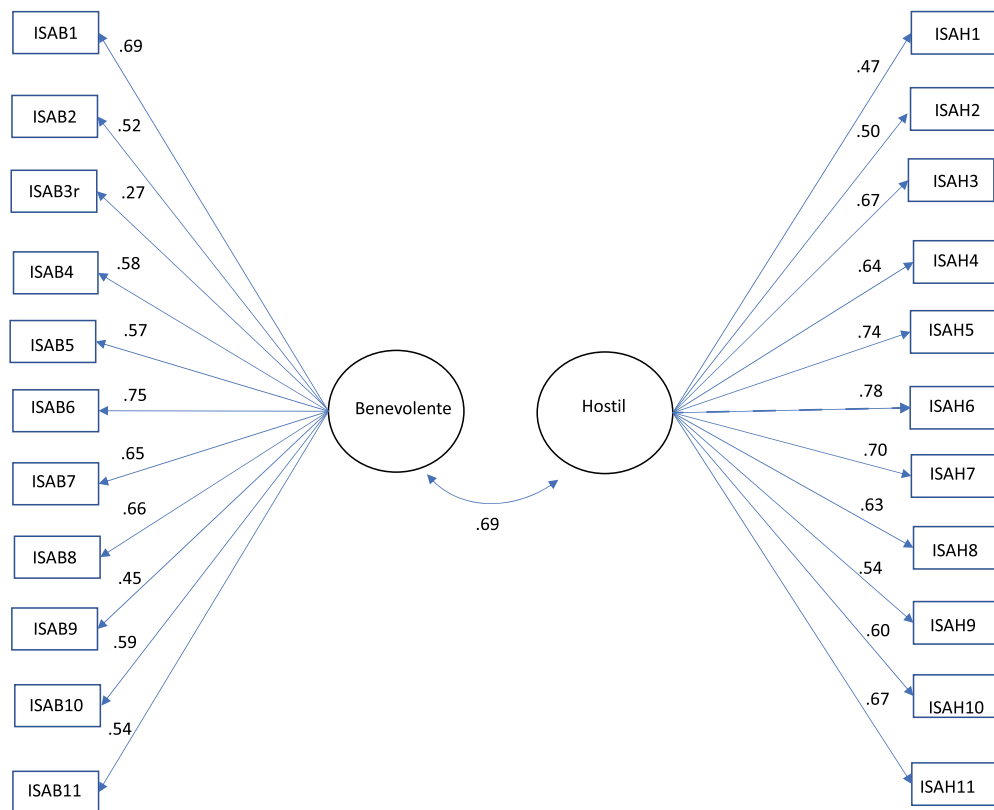
En un primer momento, se presentan los resultados del ajuste del modelo general que sirve de línea base. Se trata de un modelo ajustado para el total de la muestra de participantes. Posteriormente se presentan los AFC multigrupo.

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

Análisis factorial confirmatorio de línea base

Los resultados del AFC general se presentan en la Figura 1. El análisis permitió verificar el modelo de dos factores correlacionados (Sexismo Hostil y Sexismo Benevolente) que se ha encontrado repetidamente en la literatura internacional. Los índices de ajuste resultaron bastante aceptables ($\chi^2_{(200)} = 770.37, p < .001$; CFI = .92; SRMR = .04, RMSEA = .06, 95% IC [.06 - .06]). Todos los reactivos presentaron cargas factoriales estadísticamente significativas y mayores a .46 con excepción del ítem “Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja”, que presentó una carga factorial de .27. El análisis de fiabilidad indicó un alfa de .88 para el Sexismo Hostil y de .84 para el Sexismo Benevolente. Para optimizar el ajuste, en este modelo se permitió la covariación de los errores entre ítems con contenidos temáticos similares (por ejemplo “Muchas mujeres interpretan comentarios y acciones inocentes como sexistas” y “Las mujeres se ofenden fácilmente”). Este modelo se usó como la base de comparación para los posteriores análisis multigrupo.

Figura 1
Resultados del Análisis Factorial Confirmatorio de línea base



Nota. Ajuste del modelo: $\chi^2_{(200)} = 770.37, p < .001$; CFI = .92; SRMR = .04, RMSEA = .06, 95% IC [.06 - .06].

Análisis factorial confirmatorio multigrupo

Previo a la presentación de los resultados del análisis multigrupo se presentan las estadísticas descriptivas y psicométricas básicas por cada grupo de comparación, con el fin de ofrecer un panorama de la estructura y consistencia interna de las subescalas del ISA en cada grupo. Posteriormente, se presentan los resultados del ajuste de los cuatro distintos tipos de invarianza (configural, métrica, escalar y residual) en cada variable de comparación (grupo poblacional, año de aplicación y sexo).

Grupo poblacional

En la Tabla 2 se reportan los estadísticos descriptivos y psicométricos del ISA en los dos grupos poblacionales analizados (estudiantes universitarios y vecinos de comunidades del GAM). En términos de las características psicométricas del instrumento, se observa que las dos subescalas presentan coeficientes de consistencia interna adecuada superiores a .80, con correlaciones ítem-total superiores a .30 y cargas factoriales estadísticamente significativas mayores a .45 con excepción del ítem “Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja”.

Los análisis de invarianza se presentan en el primer panel de la Tabla 5. Los resultados indican que es posible asumir la invarianza configural, dado que el ajuste del modelo a los datos es adecuado ($\chi^2_{(400)} = 993.12, p < .001$; CFI = .91; SRMR = .05, RMSEA = .06, 95% IC [.06 - .06]) y la invarianza métrica ($\chi^2_{(420)} = 1027.11, p < .001$, CFI = .91 SRMR = .05, RMSEA = .05, 90% IC [.05 - .06]), ya que la prueba de la diferencia del chi cuadrado indicó que el modelo de invarianza métrica no se desajusta significativamente más que el modelo de varianza configural ($\Delta\chi^2 = .15.35, gl = 20, p = .75$). No obstante, los análisis indicaron que no es posible sostener la invarianza escalar, ni residual ($ps < .001$).

Año de aplicación

En la Tabla 3 se presentan los estadísticos descriptivos y psicométricos del ISA para cada año de aplicación del instrumento. De nuevo, los datos indican que las dos subescalas presentaron coeficientes de consistencia interna adecuada superiores a .80, con correlaciones ítem-total superiores a .40 y cargas factoriales estadísticamente significativas mayores a .40, con excepción, de nuevo, del ítem “Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja”.

Los resultados de los análisis de invarianza se presentan en el segundo panel de la Tabla 5. En términos de los análisis de invarianza, los resultados indicaron que es posible asumir la invarianza configural entre los dos puntos del tiempo, ($\chi^2_{(400)} = 993.12, p < .001$; CFI = .91; SRMR = .05, RMSEA = .06, 95% IC [.06 - .06]) así como la invarianza métrica ($\chi^2_{(420)} = 1027.11, p < .001$, CFI = .91 SRMR = .05, RMSEA = .05, 90% IC [.05 - .06]), ya que el modelo de invarianza métrica no se desajustó significativamente con respecto al modelo de varianza configural ($\Delta\chi^2 = 33.99, gl = 20, p = .026$). No obstante, los análisis indicaron otra vez que no es posible sostener la invarianza escalar, ni residual ($ps < .001$).

Sexo de las personas participantes

En la Tabla 4 se presentan los estadísticos descriptivos y psicométricos del ISA para mujeres y para hombres. Nuevamente, los datos indican que las dos subescalas presentaron coeficientes de consistencia interna adecuada superiores a .80, con correlaciones ítem-total superiores a .40 y cargas factoriales estadísticamente significativas mayores a .40, con excepción, nuevamente, del ítem “Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja”.

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

Tabla 2
Estadísticas descriptivas, correlaciones ítem-total y cargas factoriales del ISA por grupo poblacional

SB total	Universidad				Comunidad			
	$\alpha_{SB} = .81$		$\alpha_{SH} = .90$		$\alpha_{SB} = .82$		$\alpha_{SH} = .85$	
	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β
	2.04	0.69			2.50	0.63		
Ítems								
1. Un hombre no está verdaderamente completo sin el amor de una mujer.	1.83	1.13	.58	.66	1.83	1.13	.59	.66
2. En catástrofes, las mujeres deberían ser rescatadas antes que los hombres.	2.30	1.24	.48	.50	2.30	1.24	.46	.49
3. Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja.	1.87	1.24	.24	.27	1.87	1.24	.11	.14
4. Las mujeres se caracterizan por una pureza que pocos hombres poseen.	2.03	1.15	.56	.59	2.03	1.15	.51	.56
5. Las mujeres deberían ser queridas y protegidas por los hombres.	2.91	1.44	.52	.60	2.91	1.44	.49	.56
6. Todo hombre debería tener una mujer a quien adorar.	2.10	1.26	.63	.74	2.10	1.26	.64	.73
7. Una mujer está incompleta sin un hombre a su lado.	1.50	0.99	.50	.62	1.50	0.99	.49	.60
8. Una buena mujer debería ser puesta en un pedestal por su hombre.	1.81	1.09	.51	.61	1.81	1.09	.57	.63
9. Las mujeres poseen una mayor integridad moral que los hombres.	2.38	1.22	.33	.34	2.38	1.22	.54	.58
10. Los hombres deberían estar dispuestos a sacrificar su propio bienestar con el fin de proveer bienestar económico a las mujeres.	1.43	0.84	.52	.57	1.43	0.84	.48	.52
11. Las mujeres tienden a ser más refinadas y a tener un mejor gusto que los hombres.	2.26	1.22	.49	.49	2.26	1.22	.56	.57

Continúa...

V. SMITH-CASTRO Y C. ARGÜELLO-GUTIÉRREZ

	Universidad				Comunidad			
	$\alpha_{SB} = .81$		$\alpha_{SH} = .90$		$\alpha_{SB} = .82$		$\alpha_{SH} = .85$	
	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β
SH total	2.38	0.82			2.66	0.71		
Ítems								
1. En nombre de la igualdad, muchas mujeres intentan conseguir ciertos privilegios.	3.17	1.22	.49	.49	3.17	1.22	.52	.50
2. Muchas mujeres interpretan comentarios y acciones inocentes como sexistas.	3.03	1.22	.56	.54	3.03	1.22	.52	.49
3. Las mujeres se ofenden fácilmente.	2.52	1.22	.66	.68	2.52	1.22	.64	.65
4. Las feministas intentan que las mujeres tengan más poder que los hombres.	2.39	1.46	.63	.65	2.39	1.46	.59	.58
5. Las mujeres no valoran suficientemente todo lo que los hombres hacen por ellas.	2.22	1.13	.70	.76	2.22	1.13	.62	.71
6. Las mujeres buscan ganar poder controlando a los hombres.	2.22	1.19	.72	.78	2.22	1.19	.67	.76
7. Las mujeres exageran los problemas que tienen en el trabajo.	2.04	1.11	.64	.70	2.04	1.11	.61	.66
8. La mujer busca comprometerse con un hombre para luego controlarlo.	1.60	0.90	.59	.65	1.60	0.90	.48	.56
9. Cuando las mujeres pierden de manera justa en una situación de competencia contra hombres, por lo general se quejan de haber sufrido discriminación.	2.17	1.19	.70	.74	2.17	1.19	.38	.42
10. Muchas mujeres, para burlarse de los hombres, utilizan su apariencia sexual para atraerlos y después rechazarlos.	2.57	1.18	.55	.58	2.57	1.18	.58	.65
11. Las mujeres feministas están haciendo a los hombres demandas completamente irracionales.	2.18	1.20	.66	.70	2.18	1.20	.55	.63

Nota. SB = Sexismo Benevolente, SH = Sexismo Hostil, α = Alfa de Cronbach, R_{it} = correlación ítem-total, β = peso de regresión/carga factorial en el AFC. Todas las cargas factoriales son estadísticamente significativas al $p < .01$. Los reactivos originales provienen de Glick & Fiske (1996). La adaptación al contexto costarricense del ISA fue realizada por el equipo de investigación de la primera autora (ver Zamora-Araya et al., 2018). Para la adaptación de la versión costarricense, se consideraron también las versiones en castellano de Cárdenas et al. (2010) y Expósito et al. (1998).

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

Tabla 3

Estadísticas descriptivas, correlaciones ítem-total y cargas factoriales de los ítems del ISA por el año de aplicación

SB total	2013				2017			
	$\alpha_{SB} = .83 \quad \alpha_{SH} = .85$				$\alpha_{SB} = .82 \quad \alpha_{SH} = .90$			
	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β
	2.50	0.81			2.16	0.58		
Ítems								
1. Un hombre no está verdaderamente completo sin el amor de una mujer.	2.49	1.37	.60	.68	2.00	0.95	.61	.68
2. En catástrofes, las mujeres deberían ser rescatadas antes que los hombres.	2.91	1.37	.42	.45	2.35	1.03	.54	.57
3. Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja.	2.47	1.46	.16	.18	2.04	1.02	.26	.34
4. Las mujeres se caracterizan por una pureza que pocos hombres poseen.	2.47	1.32	.52	.56	2.10	0.88	.57	.58
5. Las mujeres deberían ser queridas y protegidas por los hombres.	3.48	1.36	.48	.54	2.77	1.22	.47	.53
6. Todo hombre debería tener una mujer a quien adorar.	2.67	1.44	.65	.74	2.18	1.00	.61	.71
7. Una mujer está incompleta sin un hombre a su lado.	1.84	1.15	.59	.69	1.81	0.80	.52	.65
8. Una buena mujer debería ser puesta en un pedestal por su hombre.	2.31	1.37	.58	.65	2.01	0.86	.55	.66
9. Las mujeres poseen una mayor integridad moral que los hombres.	2.35	1.29	.57	.60	2.53	1.00	.36	.35
10. Los hombres deberían estar dispuestos a sacrificar su propio bienestar con el fin de proveer bienestar económico a las mujeres.	1.85	1.15	.54	.57	1.74	0.65	.61	.68
11. Las mujeres tienden a ser más refinadas y a tener un mejor gusto que los hombres.	2.67	1.36	.56	.58	2.27	0.91	.46	.44

Continúa...

V. SMITH-CASTRO Y C. ARGÜELLO-GUTIÉRREZ

	2013				2017			
	$\alpha_{SB} = .83$		$\alpha_{SH} = .85$		$\alpha_{SB} = .82$		$\alpha_{SH} = .90$	
	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β
SH total	2.73	0.86			2.40	0.68		
Ítems								
1. En nombre de la igualdad, muchas mujeres intentan conseguir ciertos privilegios.	3.32	1.27	.44	.43	3.05	1.15	.53	.50
2. Muchas mujeres interpretan comentarios y acciones inocentes como sexistas.	3.26	1.27	.52	.48	2.86	1.07	.51	.48
3. Las mujeres se ofenden fácilmente.	2.92	1.34	.64	.65	2.46	0.96	.64	.66
4. Las feministas intentan que las mujeres tengan más poder que los hombres.	3.17	1.52	.58	.59	2.39	1.20	.64	.66
5. Las mujeres no valoran suficientemente todo lo que los hombres hacen por ellas.	2.45	1.18	.64	.73	2.26	0.88	.69	.75
6. Las mujeres buscan ganar poder controlando a los hombres.	2.67	1.29	.68	.76	2.34	1.00	.72	.78
7. Las mujeres exageran los problemas que tienen en el trabajo.	2.35	1.18	.62	.68	2.16	0.87	.65	.71
8. La mujer busca comprometerse con un hombre para luego controlarlo.	1.88	1.05	.54	.62	1.87	0.76	.59	.68
9. Cuando las mujeres pierden de manera justa en una situación de competencia contra hombres, por lo general se quejan de haber sufrido discriminación.	2.63	2.06	.40	.44	2.21	0.88	.72	.76
10. Muchas mujeres, para burlarse de los hombres, utilizan su apariencia sexual para atraerlos y después rechazarlos.	2.85	1.27	.52	.56	2.44	0.91	.58	.62
11. Las mujeres feministas están haciendo a los hombres demandas completamente irracionales.	2.36	1.22	.58	.66	2.30	0.93	.67	.72

Nota. SB = Sexismo Benevolente, SH = Sexismo Hostil, α = Alfa de Cronbach, R_{it} = correlación ítem-total, β = peso de regresión/carga factorial en el AFC. Todas las cargas factoriales son estadísticamente significativas al $p < .01$. Los reactivos originales provienen de Glick & Fiske (1996). La adaptación al contexto costarricense del ISA fue realizada por el equipo de investigación de la primera autora (ver Zamora-Araya et al., 2018). Para la adaptación de la versión costarricense, se consideraron también las versiones en castellano de Cárdenas et al. (2010) y Expósito et al. (1998).

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

Tabla 4
Estadísticas descriptivas, correlaciones ítem-total y cargas factoriales de los ítems del ISA por el sexo de las personas participantes

SB total	Mujeres				Hombres			
	$\alpha_{SB} = .82 \quad \alpha_{SH} = .88$				$\alpha_{SB} = .83 \quad \alpha_{SH} = .87$			
	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β
	2.16	0.64			2.48	0.74		
Ítems								
1. Un hombre no está verdaderamente completo sin el amor de una mujer.	2.06	1.05	.62	.68	2.38	1.27	.61	.68
2. En catástrofes, las mujeres deberían ser rescatadas antes que los hombres.	2.33	1.08	.45	.50	2.91	1.29	.49	.49
3. Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja.	2.11	1.17	.20	.23	2.35	1.30	.24	.29
4. Las mujeres se caracterizan por una pureza que pocos hombres poseen.	2.16	1.03	.57	.62	2.37	1.16	.53	.53
5. Las mujeres deberían ser queridas y protegidas por los hombres.	2.85	1.27	.47	.54	3.34	1.33	.48	.55
6. Todo hombre debería tener una mujer a quien adorar.	2.17	1.07	.66	.73	2.66	1.33	.62	.74
7. Una mujer está incompleta sin un hombre a su lado.	1.73	0.86	.51	.61	1.96	1.06	.57	.69
8. Una buena mujer debería ser puesta en un pedestal por su hombre.	1.94	0.95	.56	.64	2.38	1.24	.56	.64
9. Las mujeres poseen una mayor integridad moral que los hombres.	2.42	1.11	.46	.48	2.51	1.14	.41	.42
10. Los hombres deberían estar dispuestos a sacrificar su propio bienestar con el fin de proveer bienestar económico a las mujeres.	1.70	0.78	.52	.56	1.90	1.02	.58	.62
11. Las mujeres tienden a ser más refinadas y a tener un mejor gusto que los hombres.	2.31	1.05	.53	.55	2.59	1.21	.52	.51

Continúa...

V. SMITH-CASTRO Y C. ARGÜELLO-GUTIÉRREZ

SH	Mujeres				Hombres			
	$\alpha_{SB} = .83$		$\alpha_{SH} = .85$		$\alpha_{SB} = .82$		$\alpha_{SH} = .90$	
	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β	<i>M</i>	<i>DE</i>	r_{it}	β
2.40	0.71			2.72	0.81			
Ítems								
1. En nombre de la igualdad, muchas mujeres intentan conseguir ciertos privilegios.	3.04	1.20	.52	0.48	3.33	1.19	.44	.44
2. Muchas mujeres interpretan comentarios y acciones inocentes como sexistas.	2.91	1.15	.49	0.44	3.17	1.16	.56	.54
3. Las mujeres se ofenden fácilmente.	2.50	1.10	.64	0.66	2.85	1.18	.64	.65
4. Las feministas intentan que las mujeres tengan más poder que los hombres.	2.54	1.35	.61	0.63	2.92	1.40	.61	.63
5. Las mujeres no valoran suficientemente todo lo que los hombres hacen por ellas.	2.20	0.93	.65	0.72	2.52	1.09	.67	.76
6. Las mujeres buscan ganar poder controlando a los hombres.	2.30	1.06	.69	0.76	2.70	1.18	.70	.77
7. Las mujeres exageran los problemas que tienen en el trabajo.	2.10	0.93	.63	0.70	2.42	1.08	.62	.68
8. La mujer busca comprometerse con un hombre para luego controlarlo.	1.78	0.80	.50	0.58	2.01	0.96	.60	.67
9. Cuando las mujeres pierden de manera justa en una situación de competencia contra hombres, por lo general se quejan de haber sufrido discriminación.	2.20	1.00	.63	0.66	2.62	1.94	.43	.46
10. Muchas mujeres, para burlarse de los hombres, utilizan su apariencia sexual para atraerlos y después rechazarlos.	2.45	1.03	.54	0.57	2.82	1.12	.58	.62
11. Las mujeres feministas están haciendo a los hombres demandas completamente irracionales.	2.24	1.02	.60	0.66	2.45	1.09	.64	.71

Nota. SB = Sexismo Benevolente, SH = Sexismo Hostil, α = Alfa de Cronbach, R_{it} = correlación ítem-total, β = peso de regresión/carga factorial en el AFC. Todas las cargas factoriales son estadísticamente significativas al $p < .01$. Los reactivos originales provienen de Glick & Fiske (1996). La adaptación al contexto costarricense del ISA fue realizada por el equipo de investigación de la primera autora (ver Zamora-Araya et al., 2018). Para la adaptación de la versión costarricense, se consideraron también las versiones en castellano de Cárdenas et al. (2010) y Expósito et al. (1998).

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

Los resultados de los análisis de invarianza se encuentran en el tercer panel de la Tabla 5. El análisis de invarianza mostró un grado de invarianza estricta para el caso de la variable sexo. Esto es, se observó que es posible sostener el supuesto de la invarianza configural ($\chi^2_{(400)} = 1045.19, p < .001$; CFI = .91; SRMR = .05, RMSEA = .06, 95% IC [.06 - .06]), métrica ($\chi^2_{(400)} = 1077.83, p < .001$; CFI = .91; SRMR = .05, RMSEA = .06, 95% IC [.05 - .06]), escalar parcial ($\chi^2_{(439)} = 1104.48, p < .001$; CFI = .90; SRMR = .07, RMSEA = .06, 95% IC [.05 - .06]) y residual parcial ($\chi^2_{(448)} = 1121.26, p < .001$; CFI = .90; SRMR = .07, RMSEA = .06, 95% IC [.05 - .06]). Nótese que, para el caso de los modelos de invarianza métrica, escalar parcial y residual parcial las pruebas de la diferencia del chi cuadrado presentaron un valor p superior a .02 (elegido como el umbral para estimar significancia estadística), indicando que estos modelos no se desajustan significativamente más que su respectivo modelo de comparación y, por tanto, resultan indicativos de que puede asumir el respectivo tipo de invarianza de manera total, configural y métrica, o parcial, escalar y residual (todas las $ps > .03$).

Niveles de sexismo según grupo poblacional, año y sexo

Las Tablas 2, 3 y 4 presentan las medias y desviaciones estándar de las puntuaciones totales para las subescalas SB y SH según grupo poblacional, año y sexo. Los resultados indicaron mayores niveles de sexismo en población general que en estudiantes universitarios, en el año 2013 que en el 2017 y en los hombres en comparación con las mujeres (todas las $t > 4.21$, todas las $p < .001$).

Tabla 5
Pruebas de invarianza por grupo poblacional, año de aplicación y sexo

Modelos	χ^2 (gl)	CFI	SRMR	RMSEA (90% IC)	Modelo de comparación	$\Delta\chi^2$ (gl)	p	Δ CFI	Δ SRMR	Δ RMSEA	Decisión
Grupo poblacional											
M1 = configural	993.12 (400) ***	.91	.05	.06 (.05 - .06)	-						No se rechaza
M2 = métrica	1027.11 (420) ***	.91	.05	.06 (.05 - .06)	M1	33.99 (20)	.026	.00	.00	.00	No se rechaza
M3 = escalar	1250.29 (440) ***	.88	.07	.07 (.06 - .07)	M2	223.18 (20)	<.001	.03	.02	.01	Se rechaza
M3b = escalar parcial	1128.10 (428) ***	.90	.08	.06 (.06 - .06)	M2	100.99 (8)	<.001	.01	.03	.00	Se rechaza
Año de aplicación											
M1 = configural	1186.62 (400) ***	.90	.06	.06 (.06 - .07)	-						Se acepta
M2 = métrica	1201.97 (420) ***	.89	.06	.07 (.06 - .07)	M1	15.35 (20)	.75	.01	.00	.01	Se acepta
M3 = escalar	1427.31 (440) ***	.87	.07	.07 (.07 - .07)	M2	225.34 (20)	<.001	.03	.01	.00	Se rechaza
M3b = escalar parcial	1244.53 (428) ***	.89	.07	.07 (.06 - .07)	M2	42.56 (8)	<.001	.00	.00	.00	Se rechaza
Sexo											
M1 = configural	1045.19 (400) ***	.91	.05	.06 (.06 - .06)	-						No se rechaza
M2 = métrica	1077.83 (420) ***	.91	.06	.06 (.05 - .06)	M1	32.64 (20)	.034	.00	.01	.00	No se rechaza
M3 = escalar	1114.77 (440) ***	.90	.06	.06 (.05 - .06)	M2	37 (20)	.012	.01	.00	.00	Se rechaza
M3b = escalar parcial	1104.48 (439) ***	.90	.07	.06 (.05 - .06)	M2	26.65 (19)	.11	.00	.01	.00	No se rechaza
M4 = residual	1564.39 (462) ***	.84	.08	.07 (.07 - .08)	M3b	450 (22)	<.001	.06	.02	.01	Se rechaza
M4b = residual parcial	1121.26 (448) ***	.90	.07	.06 (.05 - .06)	M3b	16.78 (9)	.05	.00	.00	.00	No se rechaza

Nota. χ^2 = chi cuadrado, gl = grados de libertad, CFI = índice de ajuste comparativo, SRMR = Residuo Cuadrático Medio Estandarizado, RMSEA = Raíz Media Cuadrática del Error de Aproximación, 90% IC = Intervalo de Confianza del 90% de la RMSEA, Δ = delta (cambio en los indicadores entre modelos). *N* = 968, Universidades *n* = 431, Comunidades *n* = 537, año 2013 *n* = 389, año 2017 *n* = 579, hombres *n* = 399, mujeres *n* = 568.
*** *p* < .001.

Discusión

El presente estudio ha tenido como objetivo analizar la invarianza de la medida del ISA en distintos grupos poblacionales costarricenses (universidades vs. comunidades urbanas), en diferentes puntos en el tiempo (2013 vs. 2017) y en dos sexos (mujeres vs. hombres). De esta forma, se acumulan más evidencias de fiabilidad y validez sobre las interpretaciones que se pueden realizar con las puntuaciones obtenidas del ISA y se aportan evidencias de la invarianza de medida de este instrumento por primera vez en Costa Rica.

Estimar la invarianza de medida entre diferentes contextos/años/sexos proporciona información valiosa que permite abordar las tres preguntas que orientaron esta investigación: ¿tiene el sexismo ambivalente un significado equivalente para el grupo de los estudiantes universitarios y el grupo de miembros de la comunidad general?, ¿ha cambiado la composición del instrumento a través de los años en el contexto del país?, ¿es posible comparar directamente las actitudes sexistas ambivalentes de hombres y mujeres utilizando el ISA?

A nivel general, los datos indican que la estructura factorial u organización del instrumento se sostiene en poblaciones distintas, a lo largo del tiempo y tanto en hombres como mujeres, pues en todos los casos los análisis de invarianza configural y métrica presentaron resultados satisfactorios. Esto significa que el instrumento mide dos factores relacionados (sexismo benevolente y sexismo hostil) tal y como la teoría y la concepción del instrumento lo indican, y que los reactivos de cada subescala cargan adecuadamente en su respectivo factor, evidenciando que son indicadores adecuados del constructo. Igualmente, la consistencia interna de las dos subescalas es satisfactoria para fines de investigación y todos los reactivos, con excepción del único reactivo inverso, presentaron correlaciones ítem-total adecuadas, indicando que los reactivos son capaces de distinguir entre niveles altos y bajos del constructo. Estos datos concuerdan con la literatura previamente publicada alrededor de la estructura factorial y la consistencia interna del instrumento (Galván et al., 2021; Glick & Fiske, 1996; Manrique & Muñoz, 2020; Rodríguez et al., 2009).

Ahora bien, los resultados revelan que no se pueden asumir todos los niveles de invarianza en todos los casos estudiados. En el caso de las dos diferentes poblaciones estudiadas, los resultados indican que no se pueden asumir niveles de invarianza estrictos, donde es particularmente importante la invarianza escalar (más que la residual). Esto significa que, si se observaron diferencias estadísticamente significativas entre ambas poblaciones, estas podrían reflejar en parte diferencias en el significado de la medida. Esto, a su vez, puede estar vinculado a las particularidades de las poblaciones universitarias en las cuales, por lo general, se realizan buena parte de los estudios de este tipo. Investigaciones anteriores han mostrado que las poblaciones universitarias son más conscientes de las sutilezas del sexismo ambivalente y cuestionan los rígidos patrones estereotipados de género (Mladinic et al., 1998). Es probable que los reactivos tengan diferentes significados en poblaciones más conscientes de que las actitudes benévolas hacia las mujeres también son sexistas y, por tanto, pueden rechazarlas de manera más contundente que las personas participantes de una muestra de la población general. Claramente, estas interpretaciones deberán someterse a una mejor contrastación empírica en futuras investigaciones, considerando, además, las diferencias de edad entre las personas universitarias y las personas de las comunidades.

En el caso de los dos puntos en el tiempo, tampoco es posible asumir niveles de invarianza estrictos. Esto podría significar que la escala con el tiempo ha variado en sus significados. Es posible que la expresión del sexismo actual haya evolucionado, siendo que algunos ítems no reflejan totalmente la forma en que las personas lo viven/expresan. En este sentido, estudios previos en el contexto costarricense (Argüello-Gutiérrez et al., 2023; Zamora-Araya et al., 2018) coinciden, indicando que es posible que para muchas personas algunos ítems resultan ser poco creíbles. Estos autores también hipotetizan que es probable que la medida puede no estar captando las sutilezas de la expresión de sexismo en la actualidad. Este primer estudio no permite esclarecer a ciencia cierta la razón de las diferencias en el sentido, pero da pie a continuar con más investigaciones para poder garantizar este supuesto.

En el caso del sexo, los resultados indicaron que sí es posible asumir niveles de invarianza estrictos de manera parcial, lo anterior indica que su estructura factorial se mantiene cuando se comparan entre sexos, y son viables las comparaciones entre las puntuaciones obtenidas según sexo (Putnick & Bornstein, 2016). Esto significa que, si la medida refleja diferencias entre hombres y mujeres, estas no pueden ser atribuidas a diferencias en la calidad psicométrica de la medida, y pueden ser interpretadas de manera sustantiva de manera más segura. Estos resultados coinciden con el estudio de Arbach et al. (2019), que también alcanzó un grado de invarianza escalar en el contexto argentino. En este caso, los resultados de la comparación de medias concuerdan también con la investigación previa, en donde los hombres han presentado niveles significativamente mayores de sexismo hostil y benevolente que las mujeres (Argüello-Gutiérrez et al., 2023, Zamora et al., 2018), lo cual concuerda con los postulados teóricos de la TSA. El sexismo benévolo y hostil sirven para justificar y perpetuar el privilegio masculino, por lo que no es de sorprender que los hombres respalden el sexismo benévolo y hostil en mayor medida que las mujeres, un aspecto que se ha observado en muchos países (Barreto & Doyle, 2023).

Finalmente, vale la pena recordar que se ha detectado un ítem que no parece tener un comportamiento psicométrico óptimo en comparación con el resto. En concreto, se trata del único ítem recodificado, que pertenece a la dimensión de SB y que en la versión original de Glick y Fiske (1996) se redactó como “People are often truly happy in life without being romantically involved with a member of the other sex”. Esta versión se ha mantenido en varios estudios en el contexto español y latinoamericano como ítem inverso. Por ejemplo, en España, se tradujo como “Las personas no pueden ser verdaderamente felices en sus vidas a menos que tengan pareja del otro sexo” (Expósito et al., 1998); en Chile, como “Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja” (Cárdenas et al., 2010). Ahora bien, es particularmente notorio que de Lemus et al. (2008), al realizar la adaptación para población adolescente en España, encontraron problemas para la comprensión de este ítem, por lo que fue modificado (“Las relaciones de pareja son esenciales para alcanzar la verdadera felicidad en la vida”), encontrando propiedades psicométricas adecuadas con la nueva versión. Resulta conveniente, entonces, tener presente que este reactivo suele tener algunas dificultades, aun con las diferentes traducciones, y que es importante prestar atención a cómo se podría formular en futuras adaptaciones.

Las principales implicaciones prácticas de los presentes resultados se relacionan con brindar más evidencia de que el marco teórico reflejado en el ISA permite captar la complejidad y ambivalencia de las actitudes sexistas, midiendo tanto la hostilidad y las creencias de inferioridad, como las valoraciones aparentemente positivas que se basan en la supuesta necesidad y dependencia de las mujeres hacia

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

los hombres y las limitaciones a ciertos roles sociales. Como tal, su uso para medición en el contexto costarricense puede permitir orientar acciones de educación y prevención sobre el tema. De esta forma, se puede dar seguimiento a las formas persistentes de sexismo en sus dimensiones ya conocidas y en aquellas nuevas maneras en que se pueda manifestar.

Como es de esperar, es importante reconocer ciertas limitaciones. Una de ellas es que las muestras con las que se trabajó eran intencionales, compuestas por participantes voluntarios habitantes del GAM, lo que hace que los resultados no sean generalizables a toda la población costarricense. Si bien la muestra se considera suficientemente grande para los análisis desarrollados (Pendergast et al., 2017; Putnick & Bornstein, 2016), otros estudios podrían confirmar los resultados obtenidos en muestras más amplias y, de preferencia, en otras regiones geográficas. También, sería conveniente complementar el estudio del sexismo con otros instrumentos, como roles percibidos u otras formas de prejuicio y discriminación para abordar más integralmente la validez convergente y discriminante de la medida, pues en este estudio solamente se ha contribuido a establecer la validez factorial.

A pesar de estas limitaciones, se puede concluir que el ISA presenta propiedades psicométricas básicas aceptables para su uso en Costa Rica. Se trata, entonces, de una herramienta con la cual se pueden obtener mediciones fiables y válidas para evaluar las actitudes sexistas ambivalentes en esta población.

Conflicto de intereses

Las autoras declaran que NO tienen afiliación ni participación en ninguna organización o entidad con algún interés financiero en el tema abordado en este manuscrito.

Contribuciones de las autoras

Ambas autoras participaron en el diseño e implementación de la investigación empírica, al análisis de los resultados y a la redacción del manuscrito.

Referencias

- Aktan, T., & Yalcindag, V. (2022). Re-visiting Ambivalent Sexism Inventory (ASI): Construct Validity of Benevolent Sexism and Measurement Invariance of ASI. *Studies in Psychology*, 42(1), 199-230. <https://doi.org/10.26650/SP2022-820401>
- Arbach, K., Vaiman, M., Bobbio, A., & Bruera, J. (2019). Inventario de Sexismo Ambivalente: Invarianza factorial entre géneros y relación con la violencia de pareja. *Interdisciplinaria*, 36(1), 59-76. <https://bit.ly/3s8cdJz>
- Argüello-Gutiérrez, C., Cubero, A., Fumero, F., Montealegre, D., Sandoval, P., & Smith-Castro, V. (2023). I'm just joking! Perceptions of sexist humour and sexist beliefs in a Latin American context. *International Journal of Psychology*, 58(2), 91-102. <https://doi.org/10.1002/ijop.12884>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barreto, M., & Doyle, D. M. (2023). Benevolent and hostile sexism in a shifting global context. *Nat Rev Psychol* 2, 98-111. <https://doi.org/10.1038/s44159-022-00136-x>

- Becker, J. C., & Wagner, U. (2009). Doing gender differently—The interplay of strength of gender identification and content of gender identity in predicting women’s endorsement of sexist beliefs. *European Journal of Social Psychology*, 39(4), 487-508. <https://doi.org/10.1002/ejsp.551>
- 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>
- Chen, Z., Fiske, S. T., & Lee, T. L. (2009). Ambivalent Sexism and Power-Related Gender-role Ideology in Marriage. *Sex roles*, 60(11-12), 765-778. <https://doi.org/10.1007/s11199-009-9585-9>
- 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. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33712001013>
- de Lemus, S., Moya, M., & Glick, P. (2010). When contact correlates with prejudice: Adolescents’ romantic relationship experience predicts greater benevolent sexism in boys and hostile sexism in girls. *Sex Roles: A Journal of Research*, 63(3-4), 214-225. <https://doi.org/10.1007/s11199-010-9786-2>
- Eagly, A. H., & Wood, W. (1999). The origins of sex differences in human behavior: Evolved dispositions versus social roles. *American Psychologist*, 54(6), 408-423. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.54.6.408>
- Etchezahar, E., & Ungaretti, J. (2014). Woman stereotypes and ambivalent sexism in a sample of adolescents from Buenos Aires. *Journal of behavior, health & social issues (México)*, 6(2), 87-94. <https://doi.org/10.22201/fesi.20070780.2014.6.2.48595>
- Expósito, F., Moya, M., & Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: medición y correlatos. *Revista de Psicología Social*, 13(2), 159-169. <https://doi.org/10.1174/021347498760350641>
- Fiske, S. T., & North, M. S. (2014). Measures of Stereotyping and Prejudice: Barometers of Bias. En *Measures of Personality and Social Psychological Constructs* (pp. 684-718). Elsevier Inc. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-386915-9.00024-3>
- Galván-Caballo, M., Briceño-Olivera, C., Fernández-Darraz, M., & Mora-Guerrero, G. (2021). Propiedades psicométricas del Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA) en adolescentes de Chile. *Revista de Psicología Clínica Con Niños y Adolescentes*, 8(3), 9-17. <https://doi.org/10.21134/rpcna.2021.08.3.1>
- Glick, P., & Fiske, S. T. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 491-512. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.49>
- Glick, P., & Fiske, S. T. (1997). Hostile and Benevolent Sexism: Measuring Ambivalent Sexist Attitudes Toward Women. *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 119-135. <https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1997.tb00104.x>
- Glick, P., & Fiske, S. T. (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>
- Glick, P., & Fiske, S. T. (2011). Ambivalent sexism revisited. *Psychology of Women Quarterly*, 35(3), 530-535. <https://doi.org/10.1177/0361684311414832>
- Glick, P., Fiske, S. T., Mladinic, A., Saiz, J. L., Abrams, D., Masser, B., Adetoun, B., Osagie, J. E., Akande, A., Alao, A., Annetje, B., Willemsen, T. M., Chipeta, K., Dardenne, B., Dijksterhuis, A., Wigboldus, D., Eckes,

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

- T., Six-Materna, I., Expósito, F., ... López, W. L. (2000). Beyond prejudice as simple antipathy: Hostile and benevolent sexism across cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(5), 763-775. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.79.5.763>
- Harris, M. B. (1991). Sex differences in stereotypes of spectacles. *Journal of Applied Social Psychology*, 21(20), 1659-1680. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1991.tb00497.x>
- Hidalgo-Montesinos, M. D., & French, B. F. (2016). Una introducción didáctica a la Teoría de Respuesta al Ítem para comprender la construcción de escalas. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 3(2), 13-21. <http://revistapcna.com/sites/default/files/16-11.pdf>
- Hu, L., & Bentler, P. (1995). Evaluating model fit. En R. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: concepts, issues and applications* (pp. 76-99). Sage Publications.
- Lee, S. T. (2018). Testing for measurement invariance: Does your measure mean the same thing for different participants? *APS Observer*, 31(8), 32-33. <https://bit.ly/3Qpx1GO>
- Manrique, C. R., & Muñoz, A. F. (2020). Propiedades psicométricas del Inventario de sexismo ambivalente en estudiantes peruanos. *PsiqueMag*, 9(1), 89-101. <https://doi.org/10.18050/psiquemag.v9i1.2496>
- Maruyama, G. M. (1998). *Basics of structural equation modeling*. Sage Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781483345109>
- Meade, A. W., & Lautenschlager, G. J. (2004). A Comparison of Item Response Theory and Confirmatory Factor Analytic Methodologies for Establishing Measurement Equivalence/Invariance. *Organizational Research Methods*, 7(4), 361-388. <https://doi.org/10.1177/1094428104268027>
- Medrano, L. A., & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los modelos de ecuaciones estructurales. *Revista digital de investigación en docencia universitaria*, 11(1), 219-239. <https://doi.org/10.19083/ridu.11.486>
- Merlyn, M. F., Díaz-Mosquera, E., & Moreta-Herrera, R. (2022). Psychometric properties of the ambivalent sexism Inventory (ASI) in ecuadorian adult population. *Actualidades en Psicología*, 36(132), 103-118. <https://dx.doi.org/10.15517/ap.v36i132.47618>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2015). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-130. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Mladinic, A., Saiz, J., Díaz, L., Ortega, A., & Oyarce, P. (1998). Sexismo ambivalente en estudiantes universitarios chilenos. *Revista de Psicología Social y Personalidad*, 14, 1-14. <https://bit.ly/3s5AvEf>
- Moya, M., & Expósito, F. (2001). Nuevas formas, viejos intereses: neosexismo en varones españoles. *Psicothema*, 13(4), 643-649. <https://bit.ly/3OL6fr8>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Ortiz, J. A., Ramírez, J. M., & Contreras, I. (2022). Un modelo de ecuaciones estructurales sobre el efecto de la salud en la intención de practicar desplazamiento activo: estudio de la invarianza factorial por sexo y


- edad. *Retos: nuevas tendencias en educación física, deporte y recreación*, 44(2022), 386-394. <https://doi.org/10.47197/retos.v44i0.90738>
- Parker, C., Scott, S., & Geddes, A., (2019). Snowball Sampling. En P. Atkinson, S. Delamont, A. Cernat, J. W. Sakshaug, & R. A. Williams (Eds.), *SAGE Research Methods Foundations*. SAGE. <https://doi.org/10.4135/9781526421036831710>
- Pendergast, L. L., von der Embse, N., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *Journal of School Psychology*, 60, 65-82. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2016.11.002>
- Pratto, F. (1996). Sexual politics: The gender gap in the bedroom, the cupboard, and the cabinet. En D. M. Buss & N. M. Malamuth (Eds.), *Sex, power, conflict: Evolutionary and feminist perspectives* (pp. 179-230). Oxford University Press.
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement Invariance Conventions and Reporting: The State of the Art and Future Directions for Psychological Research. *Developmental review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Raju, N. S., Laffitte, L. J., & Byrne, B. M. (2002). Measurement equivalence: A comparison of methods based on confirmatory factor analysis and item response theory. *Journal of Applied Psychology*, 87(3), 517-529. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.3.517>
- 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, Y., & Magalhães, M. J. (2013). El sexismo moderno en estudiantes universitarios/as portugueses/as. *AGIR - Revista Interdisciplinar de Ciências Sociais e Humanas*, 1(2), 113-121. <https://bit.ly/3rZnnAp>
- Rodríguez, Y., Lameiras, M., Carrera, M. V., & Faílde, J. M. (2013). Aproximación conceptual al sexismo ambivalente: Estado de la cuestión. *Summa Psicológica*, 6(2), 131-142. <https://doi.org/10.18774/448x.2009.6.68>
- Sakalh-Uğurlu, N., & Glick, P. (2003). Ambivalent sexism and attitudes toward women who engage in premarital sex in Turkey. *Journal of Sex Research*, 40(3), 296-302. <https://doi.org/10.1080/00224490309552194>
- Sakaluk, J. K., Quinn-Nilas, C., Fisher, A. N., Leshner, C. E., Huber, E., & Wood, J. R. (2021). Sameness and difference in psychological research on consensually non-monogamous relationships: The need for invariance and equivalence testing. *Archives of Sexual Behavior*, 50, 1341-1365. <https://doi.org/10.1007/s10508-020-01794-9>
- Smith-Castro, V., Montero-Rojas, E., Moreira-Mora, T. E., & Zamora-Araya, J. A. (2019). Expected and unexpected effects of sexism on women's mathematics performance. *Interamerican Journal of Psychology*, 53(1), 28-44. <https://doi.org/10.30849/rip/ijp.v53i1.905>
- Stark, S., Chernyshenko, O. S., & Drasgow, F. (2006). Detecting differential item functioning with confirmatory factor analysis and item response theory: Toward a unified strategy. *Journal of Applied Psychology*, 91(6), 1292-1306. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.6.1292>


INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

- Swim, J. K., Aikin, K. J., Hall, W. S., & Hunter, B. A. (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>
- The jamovi project. (2023). *Jamovi* (Version 2.3) [Computer Software]. <https://www.jamovi.org>
- Tougas, F., Brown, R., Beaton, A. M., & 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>
- United Nations Development Programme (UNDP). (2020). *2020 Gender Social Norms Index (GSNI): Tackling Social Norms: A game changer for gender inequalities*. <https://hdr.undp.org/content/2020-gender-social-norms-index-gsni>
- Vaamonde, J. D., & Omar, A. (2012). Validación argentina del inventario de sexismo ambivalente. *Alternativas en Psicología*, 16(26), 47-58. <https://bit.ly/3OupZxK>
- Wasserstein, R. L., Schirm, A. L., & Lazar, N. A. (2019). Moving to a World Beyond “ $p < 0.05$ ”. *The American Statistician*, 73(1), 1-19. <https://doi.org/10.1080/00031305.2019.1583913>
- Widaman, K. F., & Grimm, K. J. (2014). Advanced psychometrics: Confirmatory factor analysis, item response theory, and the study of measurement invariance. En H. T. Reis & C. M. Judd (Eds.), *Handbook of research methods in social and personality psychology* (pp. 534-570). Cambridge University Press.
- Widaman, K. F., & Reise, S. P. (1997). Exploring the measurement invariance of psychological instruments: Applications in the substance use domain. En Bryant KJ, Windle M, & West SG (Eds.), *The science of prevention: Methodological advances from alcohol and substance abuse research* (pp. 281-324). American Psychological Association.
- Zamora-Araya, J. A., Montero-Rojas, E., Moreira-Mora, T., & Smith-Castro, V. (2018). Advantages of the Rasch model for analysis and interpretation of attitudinal scales. *Evaluar*, 18(3), 1-13. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n3.22201>

Recibido: 10 de agosto de 2023
Revisión recibida: 05 de agosto de 2024
Aceptado: 08 de agosto de 2024

Sobre las autoras:

Vanessa Smith-Castro  es profesora catedrática del Instituto de Investigaciones Psicológicas y la Escuela de Psicología de la Universidad de Costa Rica, Costa Rica. Sus intereses de investigación son la cognición social, las relaciones intergrupales, el contacto intercultural y la aculturación.

Catalina Argüello Gutiérrez  es profesora e investigadora de la Universidad Internacional de La Rioja (UNIR), España. Sus principales líneas de investigación son las relaciones intergrupales, las acciones colectivas, la diversidad, la educación inclusiva e intercultural y la salud mental integral.

Publicado en línea: 20 de noviembre de 2024

INVENTARIO DE SEXISMO AMBIVALENTE: COSTA RICA

Apéndice 1

Versión del ISA (ASI) utilizada en los estudios y su correspondiente ítem en la versión en inglés.

SB	BS
1. Un hombre no está verdaderamente completo sin el amor de una mujer.	No matter how accomplished he is, a man is not truly complete as a person unless he has the love of a woman.
2. En catástrofes, las mujeres deberían ser rescatadas antes que los hombres.	In a disaster, women ought to be rescued before men.
3. Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja.	People are often truly happy in life without being romantically involved with a member of the other sex.
4. Las mujeres se caracterizan por una pureza que pocos hombres poseen.	Many women have a quality of purity that few men possess.
5. Las mujeres deberían ser queridas y protegidas por los hombres.	Women should be cherished and protected by men.
6. Todo hombre debería tener una mujer a quien adorar.	Every man ought to have a woman whom he adores.
7. Una mujer está incompleta sin un hombre a su lado.	A woman is incomplete without a man by her side.
8. Una buena mujer debería ser puesta en un pedestal por su hombre.	A good woman should be set on a pedestal by her man.
9. Las mujeres poseen una mayor integridad moral que los hombres.	Women, compared to men, tend to have superior moral sensibility.
10. Los hombres deberían estar dispuestos a sacrificar su propio bienestar con el fin de proveer bienestar económico a las mujeres.	Men should be willing to sacrifice their own wellbeing in order to provide financially for the women in their lives.
11. Las mujeres tienden a ser más refinadas y a tener un mejor gusto que los hombres.	Women, as compared to men, tend to have a more refined sense of culture and good taste.

Continúa...

V. SMITH-CASTRO Y C. ARGÜELLO-GUTIÉRREZ

SH	HS
1. En nombre de la igualdad, muchas mujeres intentan conseguir ciertos privilegios.	Many women are actually seeking special favors, such as hiring policies that favor them over men, under the guise of asking for “equality”.
2. Muchas mujeres interpretan comentarios y acciones inocentes como sexistas.	Most women interpret innocent remarks or acts as being sexist.
3. Las mujeres se ofenden fácilmente.	Women are too easily offended.
4. Las feministas intentan que las mujeres tengan más poder que los hombres.	Feminists are seeking for women to have more power than men
5. Las mujeres no valoran suficientemente todo lo que los hombres hacen por ellas.	Most women fail to appreciate fully all that men do for them.
6. Las mujeres buscan ganar poder controlando a los hombres.	Women seek to gain power by getting control over men.
7. Las mujeres exageran los problemas que tienen en el trabajo.	Women exaggerate problems at work
8. La mujer busca comprometerse con un hombre para luego controlarlo.	Once a woman gets a man to commit to her, she usually tries to put him on a tight leash.
9. Cuando las mujeres pierden de manera justa en una situación de competencia contra hombres, por lo general se quejan de haber sufrido discriminación.	When women lose to men in a fair competition, they typically complain about being discriminated against
10. Muchas mujeres, para burlarse de los hombres, utilizan su apariencia sexual para atraerlos y después rechazarlos.	Many women get a kick out of teasing men by seeming sexually available and then refusing male advances.
11. Las mujeres feministas están haciendo a los hombres demandas completamente irracionales.	Feminists are making entirely reasonable demands of men.

Nota. Los reactivos originales en inglés provienen de Glick & Fiske (1996). La versión que se presenta aquí es la versión utilizada por Zamora et al. (2018), para la cual consideraron también las versiones en castellano de Cárdenas et al. (2010) y Expósito et al. (1998).