

Adaptación y propiedades psicométricas de la escala de Sexismo Ambivalente de Glick y Fiske en una muestra de mujeres costarricenses

Adaptation and Psychometric Properties of the Ambivalent Sexism Inventory by Glick and Fiske in a Sample of Costa Rican Women

Tomás Vargas-Halabi y
Marcela León-Madrigal

Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica

Resumen

Estudiar el sexismo es fundamental para comprender las brechas de género. Según Glick y Fiske (1996), en el Sexismo Ambivalente (SA) coexisten actitudes benévolas y hostiles hacia las mujeres. Para evaluarlo, los autores citados desarrollaron el Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA), el cual cuenta con numerosos estudios que apoyan sus propiedades psicométricas, especialmente con estudiantes universitarios. En Costa Rica, la investigación sobre este tema es escasa. Por ello, en este estudio se desarrolló una adaptación de la ASI (ASI_A) para un grupo con un perfil sociodemográfico no abordado anteriormente: estudiantes mujeres no universitarias de una institución educativa pública de las afueras de San José. De acuerdo con los análisis comúnmente reportados en la literatura, la ASI_A presentó propiedades psicométricas adecuadas (confiabilidad, validez relacionada con la estructura interna y capacidad discriminante, invarianza estricta de medida). Para evaluar su dimensionalidad, se implementó un enfoque jerárquico con un modelo Bifactor, cuya aplicación no ha sido reportada en la literatura revisada sobre la ASI. Inesperadamente, este análisis reflejó una estructura predominantemente unidimensional, con alguna contribución de la subescala de Sexismo Benevolente. Se discutieron las implicaciones de los resultados en el contexto costarricense y en la literatura en general.

Palabras clave: ISA, Sexismo Ambivalente, invarianza de medida, validez, análisis Bifactor, propiedades psicométricas.

Tomás Vargas-Halabi, profesor e investigador catedrático de la Escuela de Psicología de la Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica. Marcela León-Madrigal, magister, profesora e investigadora de la Escuela de Psicología de la Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica; profesional liberal en psicología clínica.

La correspondencia en relación con este artículo se dirige a Tomás Vargas-Halabi, profesor e investigador catedrático de la Escuela de Psicología de la Universidad de Costa Rica, San José, Costa Rica. Correo electrónico: tomas.vargas@ucr.ac.cr

Abstract

Studying sexism is fundamental to understanding gender gaps. According to Glick and Fiske (1996), in Ambivalent Sexism (AS), benevolent and hostile attitudes towards women coexist. To evaluate it, the authors developed the Ambivalent Sexism Inventory (ASI), which has numerous studies that support its psychometric properties, especially with university students. In Costa Rica, research on this topic is scarce. Therefore, this study developed an adaptation of the ASI (ASI_A), in a group with a sociodemographic profile not previously addressed: non-university female students from a public educational institution outside San José. According to the analyses commonly reported in the literature, the ASI_A presented adequate psychometric properties (reliability, validity related to internal structure and discriminant capacity, strict measurement invariance). To assess its dimensionality, a hierarchical approach was implemented with a Bifactor model, the application of which has not been reported in the literature reviewed about ASI. Unexpectedly, this analysis reflected a predominantly unidimensional structure, with some contribution from the Benevolent Sexism subscale. The implications of the results in the Costa Rican context and in the literature in general were discussed.

Keywords: ASI, Ambivalent Sexism Inventory, Ambivalent Sexism, Measurement Invariance, Validity, Bifactor Analysis, psychometric properties.

La violencia e inequidad de género son fenómenos ampliamente extendidos a nivel mundial. Se estima que el 35% de las mujeres del planeta han sufrido violencia física o sexual (Ramírez et al., 2020). Por otra parte, laboran el doble de horas no remuneradas que los hombres (Aliaga, 2021) y son las más afectadas por la pobreza (Chant, 2009). Lo anterior no solo impacta severamente el bienestar y desarrollo de las mujeres, sino que también limita las posibilidades del crecimiento económico de los países y regiones (Koengkan et al., 2022).

En todo el mundo, las disparidades de género han sido más difíciles de disminuir que otras desigualdades (Cáceres, 2022). Esto puede asociarse, en parte, a su compleja naturaleza multidimensional, la cual demanda la promoción de acciones que fomenten la autonomía de las mujeres a nivel físico, económico y político (Medina-Hernández et al., 2021). Este panorama no es ajeno a América Latina, una región en la que existen desigualdades extremas, cuyas causas refieren a la existencia de profundas estructuras patriarcales y roles diferenciales de género (Aliaga, 2021).

En América Latina, las brechas de género relacionadas con salarios, empleo y participación política también han mostrado una particular resistencia a cerrarse (Cáceres, 2022). De hecho, en Latinoamérica las mujeres reciben salarios más bajos y ocupan puestos en condiciones laborales mucho más desfavorables que los hombres (Medina-Hernández et al., 2021). Del mismo modo, se estima que una de cada tres mujeres en la región no tiene ingresos, asimismo, el 24% se dedica a trabajos domésticos no remunerados, en comparación con el 1% de los hombres (Aliaga, 2021). Todo esto reduce el crecimiento económico y se refleja en mayores niveles de pobreza en las mujeres (Cáceres, 2022).

Por otra parte, en el mercado de trabajo de América Latina existe una importante segregación de ocupaciones entre hombres y mujeres (Buvinic et al., 2002). Aunque las brechas de género en educación han disminuido (Cáceres, 2022), las mujeres continúan estando sobrerrepresentadas en las áreas de

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

educación y salud, mientras que en ciencia, tecnología, ingeniería y matemáticas (profesiones mejor remuneradas) sucede lo contrario ([Berniell et al., 2024](#)).

Históricamente, en Costa Rica las mujeres han experimentado mayor desempleo, menores ingresos y una menor tasa de participación laboral que los hombres ([Córdoba & Robalino, 2025](#)). De igual forma, se encuentran en desventajas en términos de derechos a vacaciones pagadas, licencias por enfermedades, subempleo, empleo formal y cobertura de pensión ([Villegas, 2022](#)). Con respecto al ingreso, entre 2020 y 2024, las mujeres percibieron un 4% menos en comparación con los hombres ([Córdoba & Robalino, 2025](#)).

Esta brecha de ingresos se agudiza de acuerdo con el nivel educativo; por ejemplo, durante el segundo trimestre 2024 el ingreso obtenido en el empleo principal por las mujeres, por cada 100 colones que reciben los hombres, fue del 47.4 para las que tienen primaria incompleta, 54 para quienes tienen secundaria incompleta y 63.4 para las que cuentan con formación universitaria incompleta ([Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas, 2025](#)). Este patrón de desigualdad también se observa en las áreas de ciencia y tecnología, sectores que, además de tener menos participación femenina, tienden a estar mejor remunerados ([Durán et al., 2023](#)).

Por otra parte, se estima que en Costa Rica las mujeres laboran entre 22 y 26 horas semanales en trabajos domésticos no pagados ([Instituto Nacional de las Mujeres \[INAMU\], 2018](#)). El valor para la economía costarricense es sustancial, de hecho, el Banco Central de Costa Rica estima que el trabajo doméstico no remunerado equivale al 21.4% del Producto Interno Bruto, del cual las mujeres aportan un 67.2% ([Martínez, 2024](#)). Asimismo, los hogares encabezados por mujeres en condiciones de pobreza aumentaron de 48.6% a 50.3% entre el año 2020 y 2021 ([Molina, 2023a](#)), siendo las tareas de cuidado (atención infantil, de personas enfermas y mayores) uno de los principales obstáculos para incorporarse a la fuerza laboral ([Molina, 2023b](#)).

Sumado a esto, la violencia extrema de género en forma de feminicidios se ha agudizado ([Barrera-Rivera & Castillo-Rojas, 2023](#)). Entre 2017 y 2024 fueron asesinadas 483 mujeres ([Centro de Investigación en Estudios de la Mujer, 2025](#)), y la tendencia continúa: se habían contabilizado 11 feminicidios hasta inicios de marzo del 2025 ([Observatorio de Violencia de Género contra las Mujeres y Acceso a la Justicia, 2025](#)).

Costa Rica es uno de los países que más tratados internacionales ha suscrito en materia de derechos humanos ([Barrera-Rivera & Castillo-Rojas, 2023](#)). Sin embargo, más allá de los compromisos, la realidad sigue siendo desigual para las mujeres, quienes de manera cotidiana enfrentan barreras estructurales que limitan su desarrollo económico y bienestar personal. De acuerdo con el INAMU (2018), la principal dificultad para hacer efectivos los plenos derechos de las mujeres ha sido la existencia de un sistema patriarcal. Todo esto se agudiza en el contexto político actual, en el cual actúan movimientos conservadores de carácter religioso que han experimentado un incremento en su apoyo electoral, cuya posición ideológica, discurso y agenda política obstaculizan los avances en igualdad de género (ver [Arguedas, 2020](#)).

Desde una perspectiva feminista, el patriarcado es un sistema social (Bagshaw, 2019) que fundamenta su capacidad de control en dos elementos medulares: (1) la noción según la cual hombres y mujeres son intrínsecamente distintos, (2) una mayor valoración de los roles asignados a los hombres (González, 2002). En este andamiaje, es fundamental considerar el sexismo, el cual cumple una función ideológica de justificación del control patriarcal (Cameron, 2023). El sexismo hace referencia a las actitudes discriminatorias hacia las personas, basadas en sexo y las cuales promueven estereotipos que permiten justificar las diferencias de género y la dominación del hombre sobre la mujer (Blondé et al., 2021).

En síntesis, de acuerdo con lo expuesto, el sistema patriarcal se apoya en las actitudes sexistas para justificar, naturalizar y promover los estereotipos de género que lo perpetúan. Por lo tanto, es relevante estudiar el sexismo en Costa Rica como un mecanismo que promueve la desigualdad de género. Un ejemplo dramático de este tejido patriarcal lo constituyen los retrasos y la falta de diligencia de las autoridades en los casos de desapariciones de mujeres, como consecuencia de estereotipos de género, lo cual tiene consecuencias fatales (Barrera-Rivera & Castillo-Rojas, 2023).

La noción de lo que significa el sexismo ha evolucionado a lo largo del tiempo. En sus inicios, en los años sesenta y setenta, el término correspondía con el concepto de sexismo tradicional, el cual describía las actitudes negativas o antipatía general hacia lo femenino (Merlyn et al., 2022). Posteriormente, se incorporaron otros aspectos con el fin de añadir elementos más sutiles relacionados con lo socialmente aceptado para una mujer (López-Sáez et al., 2019). Ambos factores los integraron Glick y Fiske (1996) en la teoría del Sexismo Ambivalente (SA).

De acuerdo con esta teoría, el SA es un tipo de sexismo en el cual coexisten actitudes positivas (pero tradicionales), así como negativas y hostiles hacia las mujeres (Nelson & Olson, 2024). En este sentido, debido a la presencia simultánea de diferencias de poder e interdependencia mutua entre los géneros, el SA incluye dos componentes (1) sexismo hostil (SH), que refleja una actitud abiertamente negativa hacia las mujeres que desafían los roles establecidos; y (2) sexismo benevolente, que refleja una actitud presuntamente positiva que refuerza los roles tradicionales asignados a la mujer (Bareket & Fiske, 2023a).

El SB estereotipa a las mujeres como seres frágiles que necesitan la protección masculina (Andrade & Fernandes, 2024). En concordancia con esto, idealiza el amor heterosexual con base en la presunta complementariedad entre los géneros que facilitaría la cooperación, pero asegurando una posición privilegiada para los hombres en su rol de supuestos protectores (Bareket & Fiske, 2023a). En este sentido, el SB incorpora la deseabilidad social, ya que abarca todas aquellas actitudes sutiles y de tono positivo que refuerzan la posición inferior de las mujeres con respecto a los hombres, perpetuando los roles tradicionales de género (López-Sáez et al., 2019).

Por su parte, el SH (correspondiente al sexismo tradicional) incluye todas aquellas actitudes abiertamente prejuiciosas y discriminatorias hacia las mujeres, las cuales son expresadas en un tono negativo explícito (Merlyn et al., 2022). El SH no se basa en la supuesta complementariedad entre los

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

sexos; por el contrario, su perspectiva es antagónica y de confrontación, ya que considera que las mujeres buscan ganar el dominio sobre los hombres a través de su sexualidad, ideología feminista y ambiciones profesionales (Bareket & Fiske, 2023a).

En este contexto, continúa vigente lo señalado por Expósito et al. (1998) en cuanto a que los hombres poseen el poder estructural, ya que ocupan una posición privilegiada en la conducción de las instituciones económicas, sociales y políticas. Por su parte, a las mujeres se les adjudica la hegemonía en las relaciones, en virtud de que los hombres dependen de ellas para la crianza y la satisfacción de sus necesidades sexuales. Por ello, ambas facetas del SA se encuentran correlacionadas (Glick & Fiske, 1996).

La investigación indica que los niños y niñas, las personas jóvenes, los hombres y mujeres adultas en todo el mundo manifiestan actitudes sexistas (Barreto & Doyle, 2023). Al respecto, en la exhaustiva revisión de estudios publicados hasta 2021, Bareket y Fiske (2023a)¹ encontraron que el SA (y sus dos facetas) se asocia con: (1) ideologías que fomentan el prejuicio, (2) violencia contra las mujeres, (3) deterioro de las oportunidades laborales femeninas, (4) impulso de formas restrictivas de relaciones íntimas y de sexualidad, (5) reforzamiento de roles tradicionales de género y una visión estereotipada de las mujeres.

Los hallazgos de Bareket y Fiske (2023a) respaldan la tesis de que ambos tipos de sexismo operan mediante mecanismos diferentes. Al respecto, el SB actúa a través de prejuicios paternalistas y la diferenciación de género, mientras que el SH lo hace mediante estereotipos hostiles relacionados con el poder y la sexualidad femenina. En este escenario, el SH tiende a salvaguardar el poder masculino, mientras que el SB contribuye a perpetuar los roles tradicionales de género (en mujeres correlaciona con creencias que justifican el statu quo).

Los autores señalan que muchos estudios utilizan muestras universitarias, lo que podría sesgar los resultados, ya que las personas con mayores niveles de educación tienden a presentar menores niveles de sexismo. Por ello, recomiendan diversificar las muestras de las investigaciones. De acuerdo con la taxonomía propuesta por Adu y Miles (2023), esta laguna denota que existe una brecha poblacional internacional en la investigación del SA.

Los factores documentados por Bareket y Fiske (2023a) concuerdan con el panorama de desigualdades de género, descrito en párrafos anteriores, que caracteriza a Costa Rica, por ejemplo: (1) apoyo electoral de movimientos religiosos de ideología conservadora que promueven la restricción los derechos reproductivos y la sexualidad femenina, (2) aumento dramático de los feminicidios, (3) recarga en las mujeres del trabajo doméstico no remunerado, (4) brechas laborales de género. Todos esto refuerza la relevancia de investigar el SA en Costa Rica, con el fin de comprender el papel que juegan estos y otros factores vinculados con la desigualdad de género.

¹ Esta revisión es muy extensa y exhaustiva, por lo cual en este artículo solamente se presentan los resultados generales más importantes para el propósito de la investigación.

En cuanto a las características sociodemográficas, las revisiones realizadas por Barreto y Doyle (2023) y Bareket y Fiske (2023b), indican que: (1) no se han llevado a cabo evaluaciones sistemáticas por género, sin embargo, la evidencia sugiere que los hombres se adhieren más a ambos tipos de sexismo y que, en algunas naciones, las mujeres rechazan el SH, pero aceptan el SB; (2) el sexismo tiende a ser más alto en contextos de mayores inequidades de género, bajos niveles de salud y educación; (3) el nivel de SA podría variar a lo largo del ciclo vital, pero los resultados son inconscientes; (5) la religiosidad y las posiciones políticas conservadoras correlacionan con el sexismo; (6) el sexismo obstaculiza los logros educativos y laborales de las mujeres (pues favorece su dedicación a tareas de cuidado familiar); en particular, el SB influye en sus elecciones de carrera.

Lo anterior subraya la relevancia para la investigación y la práctica psicológica de contar con instrumentos para evaluar el SA que cuenten con evidencias de fiabilidad y validez, incluyendo pruebas de su invarianza de medida. Este último aspecto es necesario para realizar comparaciones entre grupos (Luong & Flake, 2023a).

Por otra parte, para medir el SA, Glick y Fiske (1996) desarrollaron el Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI, por sus siglas en inglés), compuesto por 22 ítems. Su modelo de medida se basa en dos factores (SH y SB) que correlacionan libremente. La ASI ha sido ampliamente utilizada a nivel internacional y cuenta con abundantes evidencias de fiabilidad y validez (Blondé et al., 2021; Smith-Castro & Arguello-Gutiérrez, 2024).

Diversos estudios internacionales, algunos de ellos recopilados por Fiske y North (2015), aportan evidencias de las adecuadas propiedades psicométricas de la ASI: (1) alfas de Cronbach adecuadas (escala total entre .83 y .92, SH entre .80 y .92, SB entre .73 y .85); (2) fiabilidad test-retest de .87; (3) ausencia de correlaciones significativas con medidas de deseabilidad social, lo que aporta evidencia sobre la capacidad discriminante del instrumento; (4) correlaciones adecuadas (.48 a .69) entre la escala de SH con medidas similares (por ejemplo, sexismo tradicional), incluso controlando la deseabilidad social, lo que respalda su validez convergente; (5) asociaciones entre la subescala de SB y medidas similares (por ejemplo, la aceptación de estereotipos tradicionales), adecuadas, pese a la posible influencia de la deseabilidad social, lo cual concuerda con la naturaleza del concepto; (6) buen ajuste del modelo de dos factores libremente correlacionados, con correlaciones positivas no redundantes (.4 a .5) entre SH y SB.

Es importante señalar que, en el proceso de validación de un instrumento, su dimensionalidad alude directamente a su estructura interna (Bandalos, 2018). Al respecto, la correlación entre el SH y el SB podría ser interpretada como un indicador de la posible existencia de un factor general, concretamente, el SA. Lo anterior, de acuerdo con Markon (2019), puede ser analizado desde al menos dos perspectivas². En la primera, la correlación entre SH y SB constituiría evidencia de la existencia de una dimensión de mayor nivel (SA). La segunda es la de los modelos jerárquicos con el método Bifactor. Esta última alternativa permite evaluar la dimensionalidad, determinando el impacto del factor general y las subdimensiones en la varianza de los ítems y los puntajes (Dueber & Toland, 2023; Rodríguez et al.,

² Por espacio se exponen solo dos alternativas. Para una revisión detallada, consultar Markon (2019).

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

2016). De esta manera, la persona investigadora, o el practicante, puede conocer con más precisión los factores que más influyen en las evaluaciones.

En lo que se refiere a las adaptaciones de la ASI al castellano, la primera se desarrolló para España por Expósito et al. (1998). Posteriormente, se publicaron adaptaciones al español para varios países de América Latina: Chile (Cárdenas et al., 2016), Argentina (Vaamonde & Omar, 2012), Perú (Manrique & Muñoz, 2020) y Paraguay (Merlyn et al., 2022). Todos estos estudios concluyeron que las respectivas escalas funcionaban adecuadamente.

Es importante señalar que los primeros tres estudios utilizan modelos factoriales que, aunque consistentes con la teoría, no constituyen la configuración más aceptada actualmente (dos factores correlacionados). Quizás esto se deba a la utilización de aproximaciones metodológicas un poco longevas. Por otra parte, el estudio de Merlyn et al. (2022) evalúa, mediante técnicas de análisis actuales, el funcionamiento y dimensionalidad de la ASI, para lo cual compara el ajuste de dos modelos, encontrando apoyo para el de dos factores correlacionados.

Aunque el análisis bifactor es una herramienta potente para evaluar la dimensionalidad de instrumentos, tales como aquellos que presentan dos dimensiones correlacionadas, hasta donde permite la revisión de la literatura, no se ha aplicado en la investigación psicométrica del ASI. De acuerdo con Adu y Miles (2023), esto corresponde con una brecha metodológica a nivel internacional en la investigación de la ASI.

En Costa Rica se cuenta con la adaptación de la ASI desarrollada Smith-Castro y Arguello-Gutiérrez (2024) en personas estudiantes universitarias y adultas vecinas del Gran Área Metropolitana. Estas investigadoras estudiaron la estructura factorial y la invarianza de medida de la ASI. La escala mostró un funcionamiento adecuado, así como invarianza de configuración y métrica por sexo y año de aplicación del instrumento (2013 y 2017), utilizando como base el modelo de dos factores correlacionados.

El estudio constituye un valioso punto de partida para Costa Rica; sin embargo, es necesario tomar en cuenta que la validación de un instrumento es un proceso riguroso y sistemático de recolección de información, dirigido a un propósito y población específica, el cual debe desarrollarse desde distintas perspectivas³ (Montero-Arias, 2022). Esto requiere de múltiples estudios que, a lo largo del tiempo, vayan estableciendo una base sólida que permite asegurar que las inferencias que se realicen de los puntajes son apropiadas. Es importante considerar que los fenómenos evolucionan a lo largo del tiempo, de manera que es una labor permanente propia de la disciplina psicológica. Por ello, es necesario ampliar las investigaciones psicométricas de la ASI en Costa Rica, estudiando a otros grupos e incorporando diferentes enfoques metodológicos.

Al respecto, de acuerdo con Adu y Miles (2023), en Costa Rica se ha identificado una brecha metodológica (al igual que en el resto de la literatura internacional) relacionada con la inexistencia de estudios que analicen la dimensionalidad de la ASI y su efecto sobre la varianza de los ítems y los

³ Recientemente, el Instituto de Investigaciones Psicológicas de la Universidad de Costa Rica ha publicado una guía (Rojas et al., 2022) de acceso libre en la cual se realiza una exposición muy didáctica de todas estas perspectivas de medición.

puntajes, utilizando una aproximación jerárquica con el modelo Bifactor. También, existe una brecha de población, ya que es necesario ampliar los estudios con personas no universitarias y de diferentes regiones del país. De igual forma, la carencia de más estudios psicométricos produce una importante laguna de conocimiento con respecto al funcionamiento de la ASI. Por ejemplo, se desconoce si el instrumento muestra invarianza entre distintos grupos de edad, lo cual es requisito para realizar comparaciones a lo largo del ciclo vital.

De manera similar, son escasos los estudios empíricos en torno a las implicaciones del SA en el contexto costarricense (Calderón Ferrey et al., 2024; León-Madrigal & Vargas-Halabi, 2024; Murillo, 2023; Smith-Castro et al., 2019). Sin embargo, las investigaciones publicadas refuerzan la importancia del SA y sus dos componentes (SH y SB). Por ello, es fundamental conocer el impacto de las dimensiones sobre la varianza de los ítems y los puntajes. Estos análisis podrían contribuir a mejorar el estudio diferencial del SH y el SB y cómo se articulan con otros fenómenos.

Investigar el entrelazamiento del SA con otros factores es fundamental para comprender cómo contribuye a las grandes y persistentes disparidades género en Costa Rica. Para ello, es esencial contar con instrumentos de medición adecuados. Una valiosa alternativa es la ASI, sin embargo, se han identificado importantes brechas (metodológicas, poblacionales y de conocimiento) en la investigación costarricense. Atender estas lagunas contribuiría a impulsar la investigación del SA, lo que, a su vez, permitiría desarrollar acciones psicosociales más efectivas, en el ámbito de la política pública y la práctica profesional, dirigidas a mejorar las situaciones de las mujeres costarricenses.

A lo largo de esta introducción, se han integrado cuatro perspectivas que permiten dimensionar la importancia de abordar la medición⁴ del SA en Costa Rica: (1) las estadísticas sobre desigualdades de género, (2) la articulación feminista entre patriarcado y sexismo, (3) la teoría del Sexismo Ambivalente de Glick y Fiske (1996), (4) brechas en la literatura costarricense sobre las propiedades psicométricas de la ASI.

Considerando los elementos anteriores, este estudio plantea realizar una adaptación de la ASI en un grupo de personas que no han sido abordadas en este tema. Específicamente, se centra en mujeres estudiantes costarricenses no universitarias que cursan estudios técnicos en diversas áreas (Dirección de Empresas, Investigación Criminal, Secretariado Ejecutivo, Tecnologías de Información, Mecánica Dental, Electrónica y Turismo) en una institución pública ubicada en Cartago.

Tomando en consideración que el sexismo se ha asociado a la elección de carrera de las mujeres (Barreto & Doyle, 2023), es importante abarcar una gama amplia de ocupaciones no universitarias, algunas de ellas muy estereotipadas como femeninas (por ejemplo, Secretariado Ejecutivo) y otras como masculinas (por ejemplo, Investigación Criminal). También, es relevante desarrollar una adaptación para mujeres estudiantes de una institución no universitaria ubicada fuera de San José, la cual posee una extensa área de atracción urbana y rural.

⁴ En este estudio, esto se ha abordado desde la Teoría Clásica de los Test, la cual sustenta el uso psicométrico de los análisis factoriales (Kline, 2023). Este constituiría un quinto pilar conceptual de estudio.

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

De acuerdo con todo lo expuesto, el presente estudio plantea las siguientes preguntas de investigación: (1) ¿Cuáles son los niveles de confiabilidad del instrumento adaptado? (2) ¿La escala adaptada presenta evidencias de validez relacionadas con la estructura interna? (3) ¿El instrumento es capaz de mostrar evidencias de validez discriminante con respecto a un constructo distinto al de deseabilidad social, específicamente, Impulsividad por imprevisión? (4) ¿Cuáles son los efectos de las dimensiones sobre la varianza de los ítems y los puntajes escalares? Lo anterior, ¿sugiere una estructura unidimensional o multidimensional?⁵ (5) ¿Existen evidencias de invarianza de medida entre dos grupos de edad en el modelo de dos factores relacionados y en el Bifactor? Lo anterior, ¿avala la posibilidad de hacer comparaciones entre grupos de edad? (6) ¿Avalan las evidencias el uso de la escala adaptada en mujeres con perfiles sociodemográficos similares a los de la muestra? Al respecto, ¿cuáles consideraciones es necesario tener?

Metodología

Tipo de estudio y diseño

De acuerdo con la clasificación de Ato et al. (2013), esta investigación es de carácter instrumental, ya que examina las propiedades psicométricas de un instrumento. El diseño es correlacional, pues no existe manipulación de variables (Crano et al., 2023). Debido a que se realizó la recolección de la información en un momento en el tiempo, el enfoque es transversal (Howitt & Cramer, 2020), el cual es idóneo para los estudios de validación (Kesmodel, 2018).

Participantes

Participaron 285 mujeres estudiantes del Colegio Universitario de Cartago (CUC). Esta institución es pública y ofrece formación técnica no universitaria en diversas carreras. Además, el CUC es reconocida por sus bajos costos y sencillo proceso de admisión (bachillerato de secundaria) para el estudiantado. Por estas características, atrae personas estudiantes de gran variedad de zonas urbanas y rurales de la provincia de Cartago. En el momento de la recolección de los datos (2021), la población de mujeres fue de 390, por lo que la muestra cubrió el 73% de dicha población.

La media (M) de edad fue de 21 años, con una desviación estándar (DE) de 5.74 años. El mínimo y el máximo de edad fueron de 17 y 50 años. La mediana (Me) fue de 21 años. La composición de las participantes por carrera fue: Dirección de Empresas ($n_1 = 105$, 36.8%), Investigación Criminal ($n_2 = 61$, 21.4%), Secretariado Ejecutivo ($n_3 = 46$, 16.1%), Tecnologías de Información ($n_3 = 46$, 16.1%), Mecánica Dental ($n_4 = 17$, 6%), Electrónica ($n_5 = 12$, 4.2%), Turismo ($n_6 = 9$, 3.2%). En cuanto al nivel de educación, el 9.4% solo tenía educación secundaria; un 2.8% otro técnico (no universitario) y el resto (2.8%) contaba con algún tipo de formación universitaria.

Se incluyeron todas estas especialidades con el fin de contar con la máxima variabilidad posible. Por ello, se aplicó una estrategia de muestreo intencional de variación máxima (Memon et al., 2024).

⁵ Para esto se aplicará el análisis Bifactor

Instrumentos

Se utilizó para la adaptación la versión en español de la ASI desarrollada por Expósito et al. (1998). El instrumento consta de 22 ítems distribuidos por igual entre SH y SB. Los ítems se presentan en la Tabla 1, la cual constituye la definición operacional del constructo (Memon et al., 2023). El cuestionario utiliza una escala Likert de 7 intervalos (desde “Totalmente en desacuerdo” hasta “Totalmente de acuerdo”).

La ASI de Expósito et al. (1998) mostró excelentes propiedades psicométricas: (1) una consistencia interna adecuada (entre .84 y .90); (2) un buen ajuste de los modelos factoriales, incluyendo el de dos factores correlacionados; (3) las correlaciones entre SH y SB fueron apropiadas (entre .45 y .66); (4) las asociaciones fueron adecuadas con medidas similares, mientras que con deseabilidad social no hubo correlación; (6) una correcta asociación con criterios (imagen positiva y negativa de la mujer). No obstante, es preciso tener presente que en la literatura se han reportado problemas de funcionamiento del ítem SB6 (Smith-Castro & Arguello-Gutiérrez, 2024).

Por otra parte, para evaluar la validez discriminante se aplicaron cinco ítems de la subescala de Impulsividad por imprevisión (EIPi) del cuestionario abreviado de Urgencia, Búsqueda de Sensaciones e Impulsividad (Squillace & Picón, 2019). La Impulsividad por imprevisión alude a un modo de procesar la información de forma precipitada, lo que conduce a decisiones rápidas, carentes de planificación previa y enfocadas en el aquí y ahora (Squillace & Picón, 2016).

La definición operacional del constructo Impulsividad por Imprevisión la delimitan los ítems aplicados (Memon et al., 2023). Todos los reactivos de la EIPi se encuentran formulados en sentido inverso con respecto al nivel de impulsividad.

Procedimiento de aplicación

Las preguntas se trasladaron a Formularios de Google. Se incluyó al inicio del instrumento el consentimiento informado. La investigación cumplió con todos los lineamientos éticos del CUC y el Colegio de Profesionales en Psicología de Costa Rica. Para evaluar esta versión preliminar, se aplicaron 15 entrevistas en línea de pretest a estudiantes mujeres del CUC, siguiendo el protocolo de Colton y Covert (2007). Previo consentimiento de las participantes, se grabaron las entrevistas.

Posteriormente, se llevó a cabo un análisis de los videos para determinar los cambios en los ítems. El ítem SB6 se redactó en sentido positivo por los problemas de funcionamiento reportados en literatura (Smith-Castro & Arguello-Gutiérrez, 2024), por lo evidenciado en las entrevistas y debido a lo recomendado por Krosnick (2018). Se utilizó una escala Likert de cinco intervalos (desde “Totalmente de acuerdo” hasta “Totalmente en desacuerdo”). Se coordinó con las autoridades de la institución el envío de un correo con el cuestionario desde una cuenta oficial. En esta comunicación se indicó el carácter voluntario de la participación, el anonimato y la confidencialidad de los datos. También, se explicó la relevancia de la información solicitada para el estudio.

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

Análisis de datos

De acuerdo con las preguntas de investigación, se aplicaron diversos análisis. Para la fiabilidad, consistencia interna; para la validez relacionada con la estructura interna, el modelo de dos factores correlacionados; para la validez discriminante, se añadió Impulsividad por imprevisión al modelo de dos factores; para la dimensionalidad, un modelo Bifactor, para lo que se estimaron los parámetros indicados por Rodríguez, Reise mediante el Bifactor Indices Calculator (Dueber, 2017); finalmente, para los análisis de invarianza, se aplicó la guía de Loung y Flake (2023). Debido a la falta de normalidad (univariada y multivariada) de los datos, la naturaleza ordinal de las escalas y el tamaño de la muestra, los análisis de los puntos 2, 3, 4, y 5 se efectuaron mediante Mínimos Cuadrados Diagonalmente Ponderados (DWLS, por sus siglas en inglés), con errores estándar robustos (Gana & Broc, 2019; Kline, 2023).

Los análisis se llevaron a cabo en los programas JAMOV 2.4.14 y JASP 0.18.3.8. También, se utilizaron Zotero 7.0.15 y ChatGPT para la gestión de las referencias. Para verificar la ortografía, la puntuación y reformular algunas frases del texto, se utilizó la aplicación LanguageTool (<https://language-tool.org/es>) integrado en los procesadores de palabras con el fin de mejorar la claridad del lenguaje. Todo lo anterior con estricto apego de los lineamientos publicados por la American Psychological Association (2023).

Resultados

Los resultados de las primeras 10 entrevistas del pretest pusieron de manifiesto la necesidad de realizar modificaciones en el 63% de los ítems de la ASI (Tabla 1). Estos abarcaron desde cambiar palabras hasta simplificar oraciones. Las siguientes 5 entrevistas no arrojaron cambios.

En cuanto a la EIPI, la escala funcionó apropiadamente en el pretest, por lo que no se llevaron a cabo modificaciones (Tabla 2).

Por otra parte, la Tabla 3 exhibe las estadísticas descriptivas de la ASI adaptada (ASI_A). Al respecto, las medias de la muestra no mostraron puntajes extremos con respecto a la escala utilizada (1-5): la *M* menor fue de 1.39 (SB13) y la mayor de 4.43 (SB13). Sin embargo, los niveles promedio de la EIPI fueron mayores (ver Tabla 3). La DE fue moderada en todos los ítems de ambos constructos (ASI_A y EIPI).

En cuanto a la asimetría y la curtosis, la mayoría de los ítems presentaron coeficientes menores a 1; sin embargo, la prueba W de Shapiro-Wilk indicó que no se distribuyen normalmente (Richardson & Machan, 2021). Adicionalmente, el Coeficiente de Mardia señaló ausencia de normalidad multivariada (Curtosis = 588, $p < .001$).

El objetivo del Modelo 1 (M1) fue evaluar el funcionamiento de los ítems y la validez relacionada con la estructura interna de la escala. Para tal efecto, se planteó un modelo de dos factores libremente correlacionados (Figura 1). Para evaluar los ítems se estableció una saturación mínima de .30 (Rosellini & Brown, 2021).

Tabla 1

Ítems originales y modificados de la Escala de Sexismo Ambivalente

Ítems originales ASI Expósito et al. (1998)	Ítems modificados ASI_A Vargas-Halabi & León-Madrigal
Sexismo Benevolente	
SB1-Aun cuando un hombre logre muchas cosas en su vida, nunca podrá sentirse verdaderamente completo a menos que tenga el amor de una mujer	SB1-Un hombre no está verdaderamente completo sin el amor de una mujer
SB3-En caso de una catástrofe, las mujeres deben ser rescatadas antes que los hombres	SB3-En catástrofes, las mujeres deberían ser rescatadas antes que los hombres
SB6-Las personas no pueden ser verdaderamente felices en sus vidas a menos que tengan pareja del otro sexo	SB6-Las personas pueden ser realmente felices sin necesidad de tener una pareja ^b
SB8-Muchas mujeres se caracterizan por una pureza que pocos hombres poseen	El ítem SB8 se mantuvo sin modificaciones
SB9-Las mujeres deben ser queridas y protegidas por los hombres	SB9-Las mujeres deberían ser queridas y protegidas por los hombres
SB12-Todo hombre debe tener una mujer a quien amar	El ítem SB12 se mantuvo sin modificaciones
SB13-El hombre está incompleto sin la mujer	SB13-Una mujer está incompleta sin un hombre a su lado
SB17-Una buena mujer debería ser puesta en un pedestal por su hombre	El ítem SB17 se mantuvo sin modificaciones
SB19-Las mujeres, en comparación con los hombres, tienden a tener una mayor sensibilidad moral	SB19-Las mujeres poseen una mayor sensibilidad moral que los hombres
SB20-Los hombres deberían estar dispuestos a sacrificar su propio bienestar con el fin de proveer seguridad económica a las mujeres	SB20-Los hombres deberían estar dispuestos a sacrificar su propio bienestar con el fin de proveer bienestar económico a las mujeres
SB22-Las mujeres, en comparación con los hombres, tienden a tener un sentido más refinado de la cultura y el buen gusto	SB22-Las mujeres tienden a ser más refinadas y a tener un mejor gusto que los hombres
Sexismo Hostil	
SH2-Con el pretexto de pedir “igualdad”, muchas mujeres buscan privilegios especiales, tales como condiciones de trabajo que las favorezcan a ellas sobre los hombres	SH2-En nombre de la igualdad, muchas mujeres intentan conseguir ciertos privilegios

Continúa...

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

Ítems originales ASI Expósito et al. (1998)	Ítems modificados ASI_A Vargas-Halabi & León-Madriral
Sexismo Hostil	
SH4-La mayoría de las mujeres interpreta comentarios o conductas inocentes como sexistas, es decir, como expresiones de prejuicio o discriminación en contra de ellas	SH4-Muchas mujeres interpretan comentarios y acciones inocentes como sexistas
SH5-Las mujeres se ofenden muy fácilmente	El ítem SH5 se mantuvo sin modificaciones
SH7-En el fondo, las mujeres feministas pretenden que la mujer tenga más poder que el hombre	SB7-Las feministas intentan que las mujeres tengan más poder que los hombres
SH10-La mayoría de las mujeres no aprecia completamente todo lo que los hombres hacen por ellas	SB10-Las mujeres no valoran suficientemente todo lo que los hombres hacen por ellas
SH11-Las mujeres intentan ganar poder controlando a los hombres	SH11-Las mujeres buscan ganar poder manipulando a los hombres
SH14-Las mujeres exageran los problemas que tienen en el trabajo	El ítem SH14 se mantuvo sin modificaciones
SH15-Una vez que una mujer logra que un hombre se comprometa con ella, por lo general intenta controlarlo estrechamente	SH15-La mujer busca comprometerse con un hombre para controlarlo
SH16-Cuando las mujeres son vencidas por los hombres en una competencia justa, generalmente ellas se quejan de haber sido discriminadas	SH16-Generalmente, cuando una mujer es derrotada limpiamente, se queja de haber sufrido discriminación
SH18-Existen muchas mujeres que, para burlarse de los hombres, primero se insinúan sexualmente a ellos y luego rechazan los avances de estos	SH18-Muchas mujeres, para burlarse de los hombres, utilizan su apariencia sexual para atraerlos y después rechazarlos
SH21-Las mujeres feministas están haciendo demandas completamente irracionales a los hombres	SH21-Las mujeres están haciendo a los hombres demandas completamente irracionales

Nota. ^a La numeración de los ítems corresponde al cuestionario original.

^b Al eliminar la negación (No), el ítem queda en sentido inverso con respecto al constructo, por lo que se debe recodificar.

Tabla 2
Ítems de la escala de Impulsividad por imprevisión

IP5-Aunque los demás me pidan que tome una decisión rápida, casi siempre pienso en todos los hechos detenidamente antes de tomarla

IP8-Me gusta parar y pensar las cosas antes de hacer algo

IP11-Soy una persona prudente

IP14-Suelo pensar cuidadosamente las cosas antes de hacer nada

IP5-Antes de decidirme por algo, considero todas las ventajas y desventajas

Nota. La numeración de los ítems corresponde a la escala original. El ítem 2 de la escala original (Me gusta prestar atención a los detalles en todo aquello que hago) no fue incluido por razones de espacio.

Tabla 3
Estadísticos descriptivos, pruebas de normalidad univariada y cargas de los dos modelos sin restricciones

Ítems	<i>M</i>	<i>DE</i>	Curtosis	Asimetría	Shapiro Wilk	M1	M2	M3 ^a
Sexismo Benevolente								
SB1	1.74	1.10	1.56	1.56	< .001	.45**	.44**	.44**
SB3	2.04	1.05	0.92	0.24	< .001	.29**		
SB6	4.45	1.12	-2.11	3.31	< .001	.070		
SB8	2.60	1.27	0.33	-0.98	< .001	.61**	.61**	.60**
SB9	3.13	1.46	-0.16	-1.37	< .001	.53**	.52**	.52**
SB12	2.32	1.34	0.64	-0.86	< .001	.69**	.69**	.69**
SB13	1.39	0.82	2.68	7.66	< .001	.53**	.52**	.53**
SB17	1.97	1.22	1.15	0.27	< .001	.53**	.52**	.52**
SB19	3.07	1.23	-0.18	-0.98	< .001	.58**	.59**	.58**
SB20	1.47	0.77	1.98	4.57	< .001	.43**	.42**	.43**
SB22	2.59	1.35	0.36	-1.13	< .001	.56**	.55**	.55**

Continúa...

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

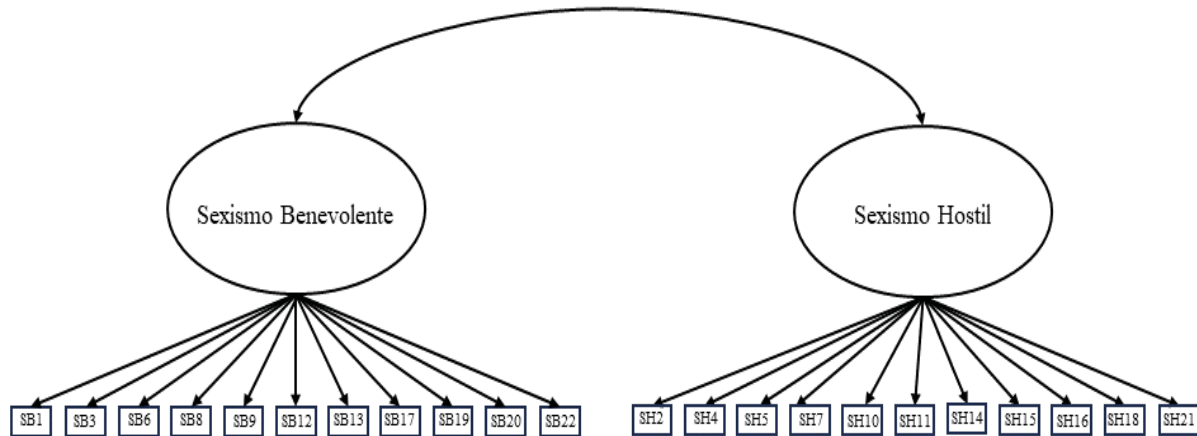
Ítems	<i>M</i>	<i>DE</i>	Curtosis	Asimetría	Shapiro Wilk	M1	M2	M3 ^a
Sexismo Hostil								
SH2	3.53	1.17	-0.68	-0.38	< .001	.40**	.39**	.39**
SH4	3.32	1.31	-0.52	-0.93	< .001	.52**	.53**	.53**
SH5	2.78	1.39	0.11	-1.37	< .001	.72**	.72**	.72**
SH7	2.94	1.45	-0.01	-1.40	< .001	.62**	.62**	.62**
SH10	2.52	1.27	0.43	-0.89	< .001	.73**	.73**	.73**
SH11	2.36	1.35	0.65	-0.84	< .001	.76**	.76**	.76**
SH14	1.98	1.07	0.82	-0.28	< .001	.63**	.63**	.67**
SH15	1.65	0.93	1.42	1.40	< .001	.62**	.61**	.61**
SH16	2.34	1.22	0.48	-0.88	< .001	.73**	.73**	.73**
SH18	2.95	1.36	-0.07	-1.26	< .001	.63**	.63**	.63**
SH21	2.51	1.27	0.44	-0.81	< .001	.57**	.57**	.57**
Impulsividad por imprevisión								
IP1	4.02	1.188	1.13	0.31	< .001			.68**
IP2	4.01	1.096	1.23	1.01	< .001			.82**
IP3	3.84	1.042	0.84	0.33	< .001			.63**
IP4	3.83	1.059	0.91	0.37	< .001			.85**
IP5	3.90	1.140	0.97	0.11	< .001			.86**

Nota. ^a Para evaluar la validez discriminante, este modelo incluye la escala de EIPI.

** $p < .001$

Figura 1

Modelo 2: Sexismo Benevolente y Sexismo Hostil libremente correlacionados



Nota. Varianzas fijadas en 1

De igual manera, para determinar el ajuste global del modelo se utilizaron la Chi Cuadrada (χ^2), el Índice de Ajuste Comparativo, o CFI, por sus siglas en inglés; la Raíz Media Cuadrática del Error de Aproximación, o RMSEA, por sus siglas en inglés; y el Residuo Cuadrático Medio Estandarizado, o SRMR, por sus siglas en inglés (Kline, 2023). Al respecto, es relevante señalar que χ^2 puede brindar resultados significativos y sugerir erróneamente un mal ajuste cuando se utilizan muestras grandes (West et al., 2023).

Para el resto de los índices, los umbrales utilizados como referencia son: CFI > .95; RMSEA ≤ .05 ajuste cercano, .05 < RMSEA ≤ .08 ajuste adecuado (un valor de p no significativo indica un buen ajuste); SRMR = 0 ajuste perfecto, SRMR < .05 buen ajuste, .05 < SRMR ≤ .10 ajuste aceptable (Whittaker & Schumacker, 2022).

De acuerdo con los criterios definidos, el ajuste global del M1 fue satisfactorio. Además, la mayoría de los ítems mostraron cargas factoriales superiores a .30 (Tabla 3). Solamente las afirmaciones SB3 y SB6 obtuvieron saturaciones insatisfactorias.

Con respecto a la confiabilidad, los niveles obtenidos fueron respetables de acuerdo con DeVellis y Thorpe (2022): a. S_SB, $\alpha = .77$, $\omega = .78$; b. S_SH, $\alpha = .88$, $\omega = .88$; c. ASI_A completo, $\alpha = .88$, $\omega = .880$.

En cuanto al Modelo 2 (M2), cuyo objetivo fue evaluar el funcionamiento del ASI_A sin SB3 y SB6, el ajuste global mejoró con respecto al M1 (Tabla 4). De igual modo, las saturaciones de los ítems retenidos se mantuvieron en niveles parecidos al M1, siendo de magnitudes satisfactorias (Tabla

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

3). La correlación entre los factores aumentó ligeramente a .63 ($p < .001$), lo cual podría atribuirse a la eliminación de SB3 y SB6. La fiabilidad de las medidas fue adecuada: (1) S_SB, $\alpha = .79$, $\omega = .79$; (2) S_SH, $\alpha = .88$, $\omega = .88$; (3) ASI_A completo, $\alpha = .89$, $\omega = .89$. Tomando en cuenta que la exclusión de estos dos reactivos no debilitó la subescala de SB, se descartaron para los análisis siguientes.

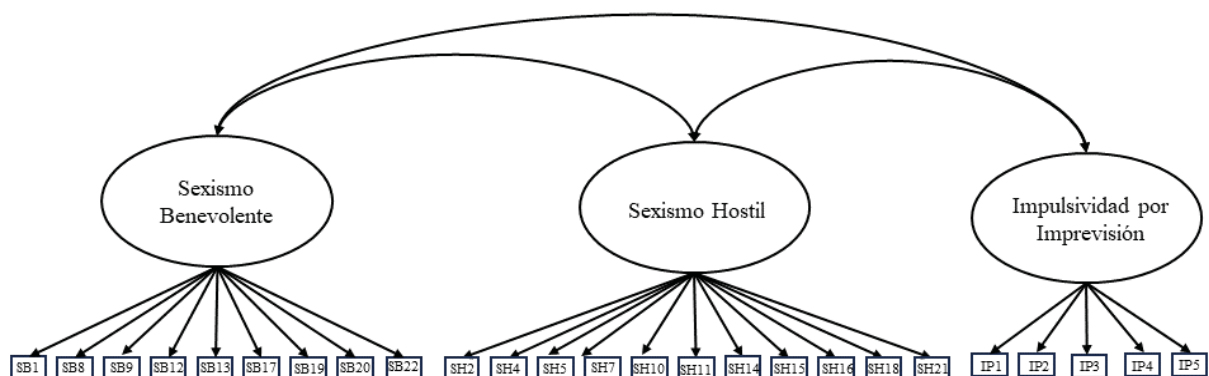
El Modelo 3 (M3) incluyó la EIPI para evaluar la validez discriminante de la ASI_A (Figura 2). Los índices de ajuste indicaron un excelente funcionamiento global (Tabla 4). De igual manera, todas las cargas fueron satisfactorias, incluyendo las correspondientes a EIPI (Tabla 3).

Tabla 4
Índices de ajuste global para M1, M2 y M3

Modelos	Chi cuadrada			CFI	RMSEA			SRMR
	χ^2	df	p^a		Índice	IC 95%	p^a	
M1: Sexismo Benevolente y Sexismo Hostil libremente correlacionados con todos los ítems	289	208	< .001	.982	.037	.026-.047	.99	.072
M2: Sexismo Benevolente (sin SB3 y SB6) y Sexismo Hostil libremente correlacionado	210	169	.018	.99	.29	.013-.041	.99	.067
M3: Sexismo Benevolente (sin SB3 y SB6), Sexismo Hostil e Impulsividad por Imprevisión libremente correlacionados	284	272	.30	1	.012	.000-.027	1	.061

^a La hipótesis nula establece que el modelo ajusta

Figura 2
Modelo 3: Sexismo Benevolente, Sexismo Hostil e Impulsividad por imprevisión libremente correlacionados



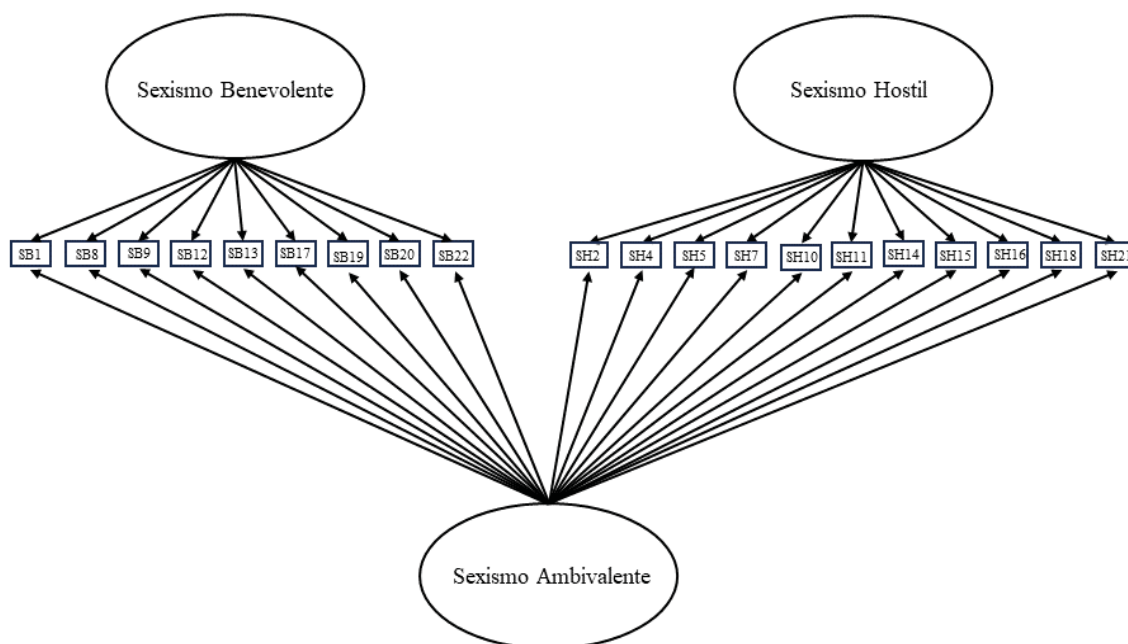
Nota. Varianzas fijadas en 1

Las correlaciones entre los factores correspondieron a lo esperado; al respecto, cabe destacar que no hubo correlaciones significativas entre de sexismo e impulsividad: (1) S_SB y S_SH, $r = .63$ $p < .001$; (2) S_SB e EIPI, $r = .11$, $p = .10$; (3) SH e EIPI, $r = .01$, $p = .86$. Del mismo modo, las escalas alcanzaron niveles de confiabilidad apropiados: (1) S_SB, $\alpha = .79$, $\omega = .79$; (2) S_SH, $\alpha = .88$, $\omega = .79$; (3) EIPI, $\alpha = .88$, $\omega = .88$.

A continuación, se procedió con el análisis Bifactor (Figura 3). El ajuste del modelo Bifactor (M4) fue bueno, $\chi^2 = 148$, $df = 150$, $p = .53$, $CFI = 1$, $RMSEA = .00$, $RMSEA\ IC\ 95\% [.00-.027]$, $SRMR = .057$. Sin embargo, debe tenerse en consideración que la flexibilidad de este tipo de modelos tiende a producir un sobre ajuste en los índices globales. Por ello, la comparación vis a vis del M4 con los modelos previos ofrece información limitada y sesgada. De ahí que el análisis Bifactor se debe basar en otros índices (Dueber & Toland, 2023; Reise et al., 2018; Rodríguez et al., 2016).

Como se observa en la Tabla 5, trece ítems del M4 cargaron mejor en el Factor General de Sexismo Ambivalente (FG_SA) en comparación con las subescalas de Sexismo Benevolente (S_SB) y Sexismo Hostil (S_SH). En cuanto a lo anterior, las mayores diferencias (carga del factor general – carga del factor específico) ocurren en siguientes ítems: SB13, SH5, SH7, SH10, SH11, SH14, SH15, SH16, SH18, SH21. Es decir, la mayoría corresponden a SH.

Figura 3
Modelo 4: Análisis Bifactor



Nota. Varianzas fijadas en 1

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

Tabla 5
M4: Cargas e índices de modelo Bifactor

	FG_SA	S_SB	S_SH	Dif ^a	IECV ^b
SB1	.32**	.23		0.09	0.66
SB8	.36**	.59**		-0.23	0.27
SB9	.29**	.53**		-0.24	0.23
SB12	.50**	.39**		0.11	0.62
SB13	.44**	.17		0.27	0.87
SH17	.33**	.42**		-0.08	0.39
SB19	.41**	.40**		0.02	0.52
SB20	.28**	.32**		-0.04	0.44
SB22	.35**	.47**		-0.12	0.36
SH2	.32**		.31	0.01	0.52
SH4	.40**		.56**	-0.17	0.33
SH5	.64**		.39**	0.25	0.73
SH7	.55**		.31	0.24	0.76
SH10	.71**		.15	0.55	0.96
SH11	.69**		.31	0.39	0.84
SH14	.72**		.14	0.86	0.96
SH15	.68**		.08	0.76	0.97
SH16	.69**		.21	0.48	0.92
SH18	.58**		.24	0.33	0.85
SH21	.51**		.29	0.22	0.76
ECV ^c	.68	.20	.13		
ω	.90	.79	.89		
ω_j^d	.76	.42	.12		
PUC ^e	.52				

Nota. ^a Dif = carga del factor general – carga del factor específico

^b Varianza común explicada del ítem (IECV, por sus siglas en inglés)

^c Varianza común explicada (ECV, por sus siglas en inglés)

^d Omega jerárquica

^e Porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC, por sus siglas en inglés)

Por otra parte, el Porcentaje de Correlaciones no Contaminadas (PUC, por sus siglas en inglés) y la Varianza Común Explicada (ECV, por sus siglas en inglés) del FG_SA brindaron una primera evaluación de la posible unidimensionalidad del instrumento (Tabla 5). Concretamente, el PUC expresa el porcentaje de correlaciones que reflejan únicamente la varianza del factor general (Reise et al., 2018), en tanto que la ECV indica la cantidad de varianza general que puede ser atribuida a un factor (Rodríguez et al., 2016). Ambos índices evidenciaron que la mayoría de la varianza compartida del ASI_A corresponde al FG_SA.

En correspondencia con lo anterior, la ECV de ambos factores específicos fue baja, lo que evidenció que la varianza explicada por el S_SB y S_SH es limitada (Tabla 5). Aunado a lo anterior, la Varianza Común Explicada del ítem (IECV, por sus siglas en inglés) reflejó que una cantidad de la varianza importante de cada ítem puede ser atribuida al FG_SA. Se ha señalado que valores de IECV $\geq .85$ indican ítems que evalúan principalmente el factor general (Stucky & Edelen, 2015). En este caso, varias afirmaciones de la S_SH (SH5, SH7, SH10, SH11, SH14, SH15, SH16, SH18) midieron principalmente el constructo general y la subdimensión específica que les corresponde.

Lo anterior es necesario complementarlo con un análisis de la varianza sin error. En relación con esto, los coeficientes ω indicaron que los niveles de confiabilidad del FG_SA, S_SB y S_SH fueron bastante buenos. Sin embargo, ω mide la varianza sin error que se atribuye a todos los factores modelados: (1) general (FG_SA), (2) específicos (S_SB y S_SH).

Debido a esto, se debe recurrir al coeficiente ω jerárquico (ω_j) que cuantifica la varianza sin error atribuida por separado a los distintos factores (Rodríguez et al., 2016). Al respecto, aunque el ω_j de S_SB alcanzó niveles superiores al punto de corte mínimo de .30 (Ventura-León et al., 2021), la mayor parte de la varianza sin error la explicó el SA (FG_SA), como se muestra en la Tabla 4. En el caso de S_SH, el valor de ω_j se encontró por debajo del umbral mínimo.

Seguidamente, se llevó a cabo el análisis de Invarianza de Medida (A_INV) en los dos modelos: (1) M2 (dos factores libremente correlacionados), (2) M4 (Bifactor). Con este fin, se dividió la muestra en dos grupos de edad, tomando como punto de corte la mediana (21 años): el Grupo 1 (G1), de 17 a 21 años ($n = 156$), y el Grupo 2 (G2), de 22 a 50 años ($n = 129$). En la Tabla 6 se presentan las estadísticas descriptivas de los dos subconjuntos. Ambos grupos mostraron (al igual que la muestra total) ausencia de normalidad univariada y multivariada (G1: Curtosis índice de mardia = 479, $p < .001$; G2: Curtosis índice de mardia = 483, $p < .001$). En consecuencia, se continuó utilizando la estimación DWLS con errores estándares robustos.

El primer paso del A_INV fue corroborar que el modelo de dos factores libremente correlacionados (M3) logró ajustar de manera independiente y sin restricciones en ambos grupos (Gana & Broc, 2019). Con esta finalidad, se desarrollaron el Modelo 5 (M5: Grupo 1) y el Modelo 6 (M6: Grupo 2). Aunque las saturaciones difirieron un poco (Tabla 6), ambos análisis factoriales ajustaron muy bien (Tabla 8). Del mismo modo, el resto de los indicadores fueron satisfactorios: Grupo 1: S_SB: $\alpha = .78$, $\omega = .78$; S_SH: $\alpha = .88$, $\omega = .88$; ASI_A total: $\alpha = .88$, $\omega = .88$; (2) Grupo 2: S_SB: $\alpha = .81$, $\omega = .81$; S_SH: $\alpha = .88$, $\omega = .88$; ASI_A total: $\alpha = .89$, $\omega = .89$.

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

Tabla 6

Estadísticos descriptivos, pruebas de normalidad univariada, comparación de medianas y cargas del modelo de dos factores libremente correlacionados en los dos subgrupos de edad

Ítem	Grupo de 17 a 21 años (<i>n</i> = 156)					Grupo de 22 a 50 años (<i>n</i> = 129)					U de Mann-Whitney		
	<i>M</i>	<i>Me</i>	<i>DE</i>	Shapiro Wilk	M5 G1 ^a	M7 G1 ^b	<i>M</i>	<i>Me</i>	<i>DE</i>	Shapiro Wilk	M6 G2 ^c	M7 G2 ^d	
Sexismo Benevolente													
SB1	1.71	1	1.05	< .001	.44**	.44**	1.15	1	1.55	< .001	.41**	.41**	> .05
SB3	2.11	2	1.04	< .001			1.96	2	1.06	< .001			> .05
SB6	4.56	1	0.97	< .001			4.31	1	1.27	< .001			> .05
SB8	2.65	2	1.26	< .001	.63**	.63**	2.53	2	1.29	< .001	.61**	.61**	> .05
SB9	3.12	3	1.48	< .001	.47**	.47**	3.14	3	1.45	< .001	.58**	.58**	> .05
SB12	2.17	2	1.28	< .001	.60**	.60**	2.50	2	1.40	< .001	.76**	.76**	< .05 ^d
SH13	1.33	1	0.74	< .001	.64**	.64**	1.47	1	0.91	< .001	.40**	.40**	> .05
SH17	2.03	2	1.24	< .001	.46**	.46**	1.91	1	1.21	< .001	.60**	.60**	> .05
SB19	3.06	3	1.13	< .001	.60**	.60**	3.08	3	1.36	< .001	.57**	.57**	> .05
SB20	1.41	1	0.74	< .001	.41**	.41**	1.54	1	0.81	< .001	.40**	.40**	> .05
SB22	2.65	2	1.32	< .001	.57**	.57**	2.52	2	1.40	< .001	.55**	.55**	> .05
Sexismo Hostil													
SH2	3.52	4	1.02	< .001	.40**	.40**	3.53	4	1.34	< .001	.39**	.39**	> .05
SH4	3.23	4	1.35	< .001	.55**	.55**	3.43	4	1.26	< .001	.49**	.49**	> .05
SH5	2.53	2	1.36	< .001	.75**	.75**	3.08	3	1.38	< .001	.69**	.69**	< .05 ^e
SH7	2.69	3	1.38	< .001	.61**	.61**	3.24	4	1.53	< .001	.62**	.62**	< .05 ^f
SH10	2.36	2	1.21	< .001	.73**	.73**	2.71	3	1.31	< .001	.72**	.72**	< .05 ^g
SH11	2.25	2	1.34	< .001	.75**	.75**	2.50	2	1.36	< .001	.78**	.78**	> .05
SH14	1.94	2	1.04	< .001	.65**	.65**	2.02	2	1.11	< .001	.59**	.59**	> .05
SH15	1.60	1	0.92	< .001	.62**	.62**	1.71	1	0.94	< .001	.59**	.59**	> .05
SH16	2.37	2	1.21	< .001	.71**	.71**	2.29	2	1.23	< .001	.77**	.77**	> .05
SH18	2.94	3	1.30	< .001	.58**	.58**	2.96	3	1.45	< .001	.69**	.69**	> .05
SH21	2.39	2	1.27	< .001	.59**	.59**	2.64	2	1.31	< .001	.55**	.55**	> .05

Nota. ^a Cargas del Grupo 1 (M4) y del Grupo 2 (M5) estimadas en modelos independientes.

^b Modelo base (M6), cargas del grupo 1.

^c Modelo base (M6), cargas del grupo 2.

^d La probabilidad exacta es .04, por lo que es ns al 1 %.

^e También es significativa al 1 %.

^f La probabilidad exacta es .001, por lo que es ns al 1 %.

^g La probabilidad exacta es .027, por lo que es ns al 1 %.

** *p* < .001

Con el fin de contar con una línea base, en el segundo paso se implementó el Modelo 7 (M7), por medio del cual se llevó a cabo un análisis multigrupo con factores libremente correlacionados (S_SH y S_SB). El M7 mostró un excelente ajuste (Tabla 7), por lo que se puede concluir que existe Invarianza de Configuración. En consecuencia, se fijaron progresivamente las cargas, interceptos y residuos entre los grupos de edad, para determinar la existencia de Invarianza Débil o Métrica, Invarianza Fuerte o Escalar y Invarianza Estricta, respectivamente (Luong & Flake, 2023b).

En la literatura, para valorar el impacto de las restricciones, se utiliza la significancia del cambio de χ^2 ($\Delta\chi^2$), así como las variaciones en CFI y RMSEA (Widaman & Olivera-Aguilar, 2023). Para esto último, se han reportado diferentes umbrales; sin embargo, es un tema en el que no existe consenso (Kline, 2023). Por ello, en la presente investigación se han definido los siguientes criterios para sostener la respectiva invarianza: probabilidad del cambio en χ^2 ($\Delta\chi^2$) > .001, cambio en el CFI ($\Delta\chi^2$ CFI) < .01 y cambio en el RMSEA (Δ RMSEA) < .01.

De acuerdo con el procedimiento descrito, en el Modelo 8 (M8) se fijaron las cargas entre ambos grupos de edad. Esto no produjo cambios negativos, con respecto al modelo base (M7), en el ajuste global de M8 (Tabla 7). Por consiguiente, se concluyó que existe Invarianza Débil o Métrica. En el siguiente modelo (M9), se añadió la restricción de los interceptos, lo cual tampoco deterioró su ajuste general con respecto a M7. En consecuencia, se consideró que existe Invarianza Fuerte o Escalar (Tabla 7).

Estos resultados permiten comparar medias. Para ello, se evaluó la distribución de los puntajes escalares mediante la prueba W de Shapiro-Wilk, la cual reflejó ausencia de normalidad (Tabla 8). Con respecto a las varianzas, la prueba de Levene indicó que son homogéneas, ASI_A: $F(1, 283) = 1.73$, $p > .05$; S_SB: $F(1, 283) = 1.17$, $p > .05$; S_SH: $F(1, 283) = 1.30$, $p > .05$. Solo se encontraron diferencias significativas en S_SH, al evaluar los promedios de los grupos, ASI_A: M Grupo 17 a 21 años = 2.40, M Grupo 22 a 50 años = 2.53, $t(283) = -1.60$, $p > .05$; S_SB: M Grupo 17 a 21 años = 2.11, M Grupo 22 a 50 años = 2.33, $t(283) = -0.42$, $p > .05$; S_SH: M Grupo 17 a 21 años = 2.50, M Grupo 22 a 50 años = 2.73, $t(283) = -2.09$, $p < .05$.

El tamaño del efecto de la diferencia entre las medias de ambos grupos de edad fue pequeño, d Cohen = -0.25, IC 95% [-0.48, -0.015] (Richardson & Machan, 2021).

Por otra parte, el modelo Bifactor (Tabla 9) funcionó muy bien en ambos grupos separados (M11: Grupo 1; M12: Grupo 2). De la misma forma, el análisis multigrupo (M13) ajustó de manera correcta, lo cual permitió establecer la Invarianza de configuración.

La restricción de las cargas en el M14 no generó detrimento en el ajuste, por lo cual se concluyó que existe Invarianza Débil o Métrica. A su vez, la restricción de los interceptos (M14) y los residuos (M15) tampoco deterioraron el ajuste, lo cual permitió establecer que existe Invarianza Fuerte o Escalar, así como Invarianza Estricta.

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

Tabla 7
Invarianza de medida del modelo de dos factores libremente correlacionados

Modelos	Chi cuadrada			CFI	RMSEA			SRMR
	χ^2	df	p^a		Índice	IC 95%	p^a	
M5: Sexismo Benevolente (sin SB3 y SB6) y Sexismo Hostil libremente correlacionados (Grupo 1: mujeres 17 a 21 años)	137	169	.97	1.00	.00	.00-.00	1.00	.072
M6: Sexismo Benevolente (sin SB3 y SB6) y Sexismo Hostil libremente correlacionados (Grupo 2: mujeres 17 a 21 años)	156	169	.76	1.00	.00	.00-.30	.99	.084
M7: Modelo base (dos grupos: Invarianza de configuración)	293	338	.97	1.00	.00	.00-.00	1.00	.074
M8: Modelo con cargas fijadas (Invarianza Débil o Métrica)	327	356	.87	1.00	.00	.00-.017	.99	.078
Cambio M7-M8	34	18	.013	.00	.00			.004
M9: Modelo con cargas e interceptos fijados (Invarianza Fuerte o Escalar)	350	374	.81	1.00	.00	.00-.021	1.00	.080
Cambio M8-M9	21	38	.19	.00	.00			.007
M10: Modelo con cargas, interceptos y residuos fijados (Invarianza Estricta)	384	394	.63	1.00	.00	.00-.027	1.00	.085
Cambio M9-M10	34	20	.03	.00	.00			.00

Nota.^a La hipótesis nula establece que el modelo ajusta

Tabla 8
Estadísticos descriptivos de los puntajes escalares de la ASI_A

Escala	<i>M</i>	<i>Me</i>	<i>DE</i>	Asimetría	Curtosis	Shapiro Wilk	Percentil 25	Percentil 20	Percentil 75
ASI_A	2.46	2.45	0.70	0.30	-0.02	> .001	1.95	2.45	2.95
S_SB	2.25	2.22	0.73	0.45	0.18	< .001	1.78	2.22	2.67
S_SH	2.62	2.64	0.85	0.33	-0.54	< .001	1.91	2.64	3.18

Nota. $n = 285$

Tabla 9
Invarianza de medida del modelo Bifactor

Modelos	Chi cuadrada			CFI	RMSEA			SRMR
	χ^2	df	p^a		Índice	IC 95%	p^a	
M4: Modelo Bifactor para toda la muestra	148	150	.53	1.00	.00	.00-.27	1.00	.057
M11: Modelo Bifactor (Grupo 1: mujeres de 17 a 22 años)	100	150	.99	1.00	.00	.00-.00	.99	.061
M12: Modelo Bifactor (Grupo 2: mujeres de 23 a 50 años)	110	150	1.00	1	.00	.00-.00	1.00	.0072
M13: Modelo Bifactor base (dos grupos: Invarianza de configuración)	210	300	1.00	1.00	.00	.00-.00	1.00	.063
M14: Modelo Bifactor con cargas fijadas (Invarianza Débil o Métrica)	267	337	1.00	1.00	.00	.00-.00	1.00	.069
Cambio M13-M14	57	37	.019	.00	.00			.006
M15: Modelo Bifactor con cargas e interceptos fijados (Invarianza Fuerte o Escalar)	287	354	1.00	1.00	.00	.00-.00	1.00	.071
Cambio M14-M15	20	17	.27	.00	.00			.002
M16: Modelo Bifactor con cargas, interceptos y residuos fijados (Invarianza Estricta)	319	374	.98	1.00	.00	.00-.00	1.00	.075
Cambio M8-M9	32	20	.043	.00	.00			.0004

Nota. ^a La hipótesis nula establece que el modelo ajusta

Discusión

Para iniciar este apartado, es importante recordar que la validación es un proceso sistemático de recolección de evidencias en poblaciones específicas (Montero-Arias, 2022). Los resultados del pretest respaldan lo anterior, ya que fue necesario llevar a cabo ajustes en más de la mitad (63%) de los ítems de la escala de Expósito et al. (1998). Como se detallará a continuación, los resultados psicométricos respaldan la gran mayoría de los cambios realizados en los ítems. Esto evidencia que no es una práctica recomendable aplicar instrumentos adaptados al español sin llevar a cabo los respectivos procesos de adaptación.

En lo que concierne a la primera pregunta de investigación, la ASI_A mostró adecuados niveles de consistencia interna, similares a los reportados en la literatura.

Con respecto a la segunda interrogante planteada, el modelo de dos factores correlacionados funcionó adecuadamente (M1 y M2). La mayoría de los enunciados, con excepción de SB3 y SB6, mostraron cargas superiores al mínimo de .30 establecido (Rosellini & Brown, 2021). En lo que se refiere a este último ítem (SB6), en la literatura se reportan problemas en su funcionamiento (Smith-Castro & Arguello-Gutiérrez, 2024). Aunque en este estudio se varió la dirección de la redacción, el reactivo mostró un bajo rendimiento psicométrico. Antes de desecharlo para futuras adaptaciones, se recomienda evaluar varias alternativas diferentes de redacción.

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

Es importante señalar que la eliminación de SB3 y SB6 no afectó negativamente la fiabilidad y el ajuste general del modelo de dos factores correlacionados (M2). En consecuencia, la ASI_A quedó conformada por 20 ítems (11 de SH y 9 de SB). Con esta configuración, la correlación obtenida entre SB y SH fue similar a las reportadas por Expósito et al. (1998). Estos resultados aportan evidencia de la validez relacionada con la estructura interna de la ASI_A.

La tercera pregunta de investigación plantea la cuestión de la validez discriminante de la ASI_A. Al respecto, es importante señalar que, comúnmente, se evalúa utilizando una medida de deseabilidad social. Sin embargo, la naturaleza del SB implica intrínsecamente un componente importante de aprobación social (Fiske & North, 2015). Por ello, en el M3 se incluyó una variable latente diferente (Impulsividad por imprevisión), la cual se midió mediante 5 ítems de la EIPI (Squillace & Picón, 2019). Se consideró que lo anterior representaría una prueba menos ambigua y más directa de la capacidad de discriminación de la S_SB y S_SH. En efecto, ninguno de los dos tipos de sexismo mostró correlaciones con la medida de impulsividad, lo cual aportó evidencias de validez discriminante de la escala adaptada.

Hasta este punto, la escala adaptada mostró un rendimiento similar a los estudios internacionales relacionados con la ASI, extendiendo los hallazgos a un grupo de mujeres estudiantes no universitarias, provenientes de regiones (rurales y urbanas) fuera de San José. Lo anterior, permite hacer un aporte, para cerrar la brecha poblacional identificada.

Por otra parte, la correlación entre ambos tipos de sexismo pone de manifiesto la necesidad de evaluar la existencia de un factor general de SA. La cuestión de la dimensionalidad de la escala fue planteada en la pregunta 4, para lo cual se efectuó un análisis Bifactor. Con esta estrategia, se pretende contribuir a la brecha metodológica existente, mientras se continúa con el proceso de validación del instrumento incorporando diferentes perspectivas.

Al respecto, destacó el impacto elevado de la dimensión general de SA (FG_SA) en la varianza de los ítems y los puntajes escalares (Tabla 5). En otras palabras, una proporción importante de la variabilidad observada en los reactivos y las escalas es explicada por el Sexismo Ambivalente. En consecuencia, la contribución de las subdimensiones (SH y SB) es mucho menor. Estos resultados apuntan a que la ASI_A presenta una estructura predominantemente unidimensional.

En línea con lo anterior, la escala de SB (S_SB) mostró niveles bajos (pero aceptables) de varianza sin error. En el futuro, para mejorar la S_SB podría valorarse eliminar el ítem SB13, ya que presenta la mayor cantidad de la varianza atribuida (IECV) al factor general (FG_SA). De igual forma, varios de los ítems de la S_SH reflejan mayoritariamente el factor general (SA), por lo que las evidencias son insuficientes para establecer utilidad estadística del puntaje de SH. De acuerdo con Deuber y Toland (2023), este escenario implica que es viable un enfoque unidimensional utilizando el puntaje total del SA y puede añadir valor la utilización de la puntuación de S_SB.

Estos resultados pueden atribuirse a varias razones. En primera instancia, es importante considerar que las actitudes sexistas evolucionan en la sociedad, por lo que algunos de los ítems podrían estar desfasados en el tiempo. De hecho, la escala de SA de Glick y Fiske, desarrollada en la década de los noventa, representó una evolución de concepto con respecto al sexismo tradicional. Aunque se conoce que el sexismo y la desigualdad de género afectan negativamente el bienestar, la realidad es

que el sistema patriarcal favorece la evolución de nuevas expresiones de sexismo. Tampoco hay que olvidar las enormes ganancias que generan los roles de género tradicionales, como en el caso del trabajo doméstico no remunerado (Martínez, 2024), por lo que existen grandes incentivos económicos para que el sexismo evolucione y se perpetúe. Todo esto apunta a que las expresiones sexistas probablemente han evolucionado en Costa Rica.

También, es necesario tener en cuenta que la muestra de este estudio no incluyó personas de más de cincuenta años. Del mismo modo, solo se incluyeron mujeres, con un nivel de estudios no universitarios y de una zona en particular. Precisamente por eso, es importante ampliar los estudios más allá de muestras universitarias. Una restricción sistemática del tipo de muestras puede generar sesgo (Bareket & Fiske, 2023a), de tal manera que una brecha poblacional termine evolucionando en una brecha de conocimiento.

De acuerdo con lo anterior, existe la posibilidad de que los resultados correspondan a una característica específica de la muestra, por ello, los procesos de validación deben referirse a poblaciones específicas. Sin embargo, estos resultados también llevan a conjeturar acerca de la posibilidad de la ASI posea una estructura unidimensional. En todo caso, es esperable que el sexismo continúe evolucionando, por lo que es necesario continuar mejorando los instrumentos para su medición (Blondé et al., 2021).

En esta línea, es esencial considerar que el SH y el SB operan mediante mecanismos diferentes y tienen repercusiones distintas. Por ejemplo, a nivel internacional se conoce que el SH tiende a tener un efecto mayor en el ámbito político (Archer & Clifford, 2022). De manera similar, en Costa Rica, el estudio de León-Madrigal y Vargas-Halabi (2024) encontró que el SB (pero no el SH) actúa a través de la imagen corporal de las mujeres para promover conductas alimentarias de riesgo. En este sentido, es muy relevante poder contar con instrumentos que evalúen ambos tipos de sexismo de manera más precisa.

Adicionalmente, es importante reflexionar acerca de los hallazgos reportados en la literatura. En esta línea, cabe preguntarse qué sucedería si se contara con medidas que presentaran mayor varianza sin error de ambos tipos de sexismo (es decir, subescalas que midan con mayor precisión cada subdimensión): ¿la investigación podría arrojar resultados diferentes: impactos menores o mayores o más consistentes? Al respecto, se debe tener presente que la posible unidimensionalidad de la ASI, más allá de la muestra de este estudio, es solo una conjetura en espera de ser replicada.

Contar con mejores herramientas de medición de ambos tipos de sexismo podría contribuir a una mejor comprensión de cómo las estructuras patriarcales se articulan con ambos tipos de sexismo para sostener y profundizar las desigualdades de género. En este sentido, es necesario hacer uso de las mejores estrategias metodológicas de la Psicología para captar las particularidades de cada expresión sexista. En esta línea, es importante estudiar de manera cualitativa las manifestaciones contemporáneas de SB y SH en la sociedad costarricense. Una comprensión más profunda de estas expresiones sexistas ayudaría a elaborar ítems más pertinentes para mejorar las escalas.

En cuanto a la pregunta 5, los resultados lograron demostrar la invarianza estricta en ambos modelos (M2 y M4). Esto significa que funcionan de manera adecuada en los dos grupos de edad, por lo cual se pueden realizar comparaciones. En el caso del modelo de dos factores correlacionados, el instrumento no explica las posibles diferencias entre los puntajes promedio de las escalas. En este

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

sentido, la diferencia (pequeña) entre las medias de SH de ambos grupos podría deberse a que el grupo de mayor edad ha estado expuesto por más tiempo a estímulos sexistas hostiles, o bien, podría ser indicativo de que para las personas más jóvenes este tipo de expresiones son menos aceptables. Lo importante, con respecto a esta investigación, es que puede descartarse el efecto diferencial de la ASI_A en la muestra.

En el caso del modelo Bifactor, la invarianza implica que las conclusiones se sostienen para ambos grupos. En otras palabras, los factores que subyacen a la variabilidad de los puntajes de los dos grupos de edad son similares. De especial relevancia es el análisis de la invarianza de las saturaciones (métrica o débil), pues constituyen la base de la mayoría de índices utilizados para analizar los modelos Bifactor (Rodríguez et al., 2016).

Es importante resaltar que los análisis de invarianza de medida son una parte fundamental de la valoración de las propiedades psicométricas de los instrumentos de medición (Luong & Flake, 2023a); desafortunadamente, se tienden a dejar de lado. Quizás en el pasado se consideró un análisis (al igual que el Bifactor) difícil de desarrollar. Afortunadamente, en la actualidad existen herramientas (como las usadas en esta investigación) que facilitan este tipo de análisis. También, la Psicología se ha venido desarrollando de tal manera que cada vez se incorporan enfoques más modernos basados en la evidencia, lo cual es importante aplicar en Costa Rica (con el debido espíritu crítico). La psicometría moderna es uno de estos enfoques.

Con respecto a la pregunta 6, es importante considerar dos tipos de evidencias. En primer lugar, basándose en el enfoque más usual reportado en la literatura (fiabilidad, evidencias de validez relacionadas con la estructura interna y capacidad de discriminación de la escala), los hallazgos respaldan la utilización de ASI_A en grupos de mujeres con perfiles sociodemográficos similares. En otras palabras, la ASI_A muestra un rendimiento en la muestra de estudio tan bueno como otras escalas reportadas en la literatura.

En segundo lugar, el análisis Bifactor respalda la utilización de la escala adaptada principalmente para medir el SA y el SB. Además, ofrece indicadores útiles para evaluar cuál dimensión miden predominantemente cada ítem y subescala. Lo anterior podría combinarse con la indagación cualitativa y el trabajo uno a uno. En esta línea, se conoce que el sexismo condiciona el desarrollo académico y las opciones vocacionales de las mujeres. Por ello, la ASI_A podría ser una herramienta útil en contextos educativos similares al CUC para conocer las actitudes sexistas de las mujeres estudiantes, con el fin de establecer alternativas de trabajo más eficaces.

En cuanto a las limitaciones, es importante indicar que el tamaño de la muestra podría ser pequeña en una población más amplia. También, es importante incluir en futuras investigaciones otros datos sociodemográficos (por ejemplo, estado civil). Asimismo, es relevante incorporar constructos adicionales con el propósito de ampliar la red nomológica (por ejemplo, religiosidad) y examinar otras pruebas de validez (por ejemplo, relacionadas con un criterio).

Finalmente, los procesos descritos en este artículo no solo permiten ampliar los estudios existentes sobre SA, sino que también se espera que contribuyan de alguna manera a un área que es consustancial a la Psicología costarricense (tanto a nivel de investigación como de práctica profesional): la evaluación psicológica. Del mismo modo, se considera que mejorar la medición del sexismo en Costa Rica es fundamental para poder abordar las apremiantes, persistentes y profundas desigualdades de género que existen en la sociedad. En este sentido, la presente investigación pretende hacer una modesta contribución.

Contribución de autores

La Magíster León-Madrigal propuso el tópico de investigación, desarrolló principalmente el enfoque conceptual y coordinó la recolección de la información. El Dr. Vargas-Halabi realizó el análisis estadístico y elaboró la redacción del manuscrito. Ambos autores revisaron críticamente la versión final del documento.

Declaración de conflicto de interés

Las personas autoras declaran no tener conflicto de intereses relacionado con este manuscrito.

Referencias

- Adu, P., & Miles, D. A. (2023). *Dissertation Research Methods: A Step-by-Step Guide to Writing Up Your Research in the Social Sciences* (1a ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781003268154>
- Aliaga, M. B. (2021). Gender inequality during the pandemic: Perspectives of women workers in Latin America and the Caribbean. *International Journal of Labour Research*, 10(1/2), 91-106. <https://www.proquest.com/central/docview/2727005153/abstract/3CDF32B1C7D3402APQ/1>
- Andrade, R. D. O., & Fernandes, S. C. S. (2024). Expressions of Sexism in the Workplace: Scoping Review. *Psicologia: teoria e Prática*, 26(2), 1-27. <https://doi.org/10.5935/1980-6906/ePTPSP15648.en>
- American Psychological Association. (2023). *APA Journals policy on generative AI: Additional guidance*. <https://www.apa.org/pubs/journals/resources/publishing-tips/policy-generative-ai>
- Archer, A. M. N., & Clifford, S. (2022). Improving the Measurement of Hostile Sexism. *Public Opinion Quarterly*, 86(2), 223-246. <https://doi.org/10.1093/poq/nfac015>
- Arguedas, G. (2020). *Políticas antigénero en América Latina: Costa Rica - Ideología de género: la herramienta retórica del conservadurismo religioso en la contienda política y cultural. Una descripción del caso costarricense*. <https://hdl.handle.net/10669/80630>
- Ato, M., López-García, J. 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>
- Bagshaw, J. L. & Chemaly, S. (2019). *The Feminist Handbook: Practical Tools to Resist Sexism and Dismantle the Patriarchy*. New Harbinger Publications.
- Bandalos, D. L. (2018). *Measurement theory and applications for the social sciences*. Guilford Press.
- Bareket, O., & Fiske, S. T. (2023a). A systematic review of the ambivalent sexism literature: Hostile sexism protects men's power; benevolent sexism guards traditional gender roles. *Psychological Bulletin*, 149(11-12), 637-698. <https://doi.org/10.1037/bul0000400>
- Bareket, O., & Fiske, S. T. (2023b). Supplementary materials «A systematic review of the ambivalent sexism literature: Hostile sexism protects men's power; benevolent sexism guards traditional gender roles». *Psychological Bulletin*, 149(11-12), 637-698. <https://doi.org/10.1037/bul0000400>

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

-
- Barrera-Rivera, A., & Castillo-Rojas, M. (2023). Costa Rica: El papel del Estado frente al femicidio. *Temas de Nuestra América Revista de Estudios Latinoamericanos*, 39(73), Article 73. <https://doi.org/10.15359/tdna.39-73.10>
- Barreto, M., & Doyle, D. M. (2023). Benevolent and hostile sexism in a shifting global context. *Nature Reviews Psychology*, 2(2), 98-111. <https://doi.org/10.1038/s44159-022-00136-x>
- Berniell, I., Fernández, R., & Krutikova, S. (2024). *Gender Inequality in Latin America and the Caribbean* (Working Paper No. 32104). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w32104>
- Blondé, J., Gianettoni, L., Gross, D., & Guilley, E. (2021). *Measurement of sexism, gender identity, and perceived gender discrimination: A brief overview and suggestions for short scales* (Nos. 2021-2; FORS Working Paper Series). FORS Working Paper Series. <https://forscenter.ch/working-papers/fwp-2021-00002/>
- Buvinic, M., Giuffrida, A., & Glassman, A. (2002). *Gender Inequality in Health and Work: The Case of Latin America and the Caribbean*. IDB Publications. <https://doi.org/10.18235/0008922>
- Cáceres, L. R. (2022). Desigualdad de género e integración económica en Centroamérica. *Cuadernos de Economía*, 41(86), 47-76. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v41n86.84457>
- Calderón Ferrey, M., Meza Cascante, L. G., Sancho-Martínez, L., Álvarez-Hernández, M., Cedeño Camacho, M., & Queralto Camacho, L. (2024). Estudio del sexismo ambivalente en el estudiantado del Instituto Tecnológico de Costa Rica. *Comunicación*, 33(2), 34-46. <https://doi.org/10.18845/rc.v34i2.7663>
- Cameron, D. (2023). *Language, Sexism and Misogyny* (1a ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781003294115>
- Cárdenas, J. M., Lay, S.-L., González, C., Calderón, C., & Alegría, I. (2016). Inventario de sexismo ambivalente: Adaptación, validación y relación con variables psicosociales. *Salud & Sociedad*, 1(2), 125-135. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2010.0002.00006>
- Centro de Investigación en Estudios de la Mujer. (2025, enero 30). *La violencia contra las mujeres en Costa Rica es una emergencia nacional* [Oficial]. <https://ciem.ucr.ac.cr/la-violencia-contra-las-mujeres-en-costa-rica-es-una-emergencia-nacional>
- Chant, S. (2009). The ‘Feminisation of Poverty’ in Costa Rica: To What Extent a Conundrum? *Bulletin of Latin American Research*, 28(1), 19-43. <https://doi.org/10.1111/j.1470-9856.2008.00288.x>
- Colton, D., & Covert, R. W. (2007). *Designing and constructing instruments for social research and evaluation* (1st ed.). Jossey-Bass.
- Córdoba, D., & Robalino, J. (2025). *Análisis del Mercado laboral y de la Pobreza y Desigualdad en Costa Rica: IV trimestre 2024*. Instituto de Ciencias Económicas, Universidad de Costa Rica. <https://iice.ucr.ac.cr/analisis-del-mercado-laboral-y-de-la-pobreza-y-desigualdad-en-costa-rica/>
- Crano, W. D., Brewer, M. B., & Lac, A. (2023). *Principles and methods of social research* (4a ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781003271734>
- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2022). *Scale development: Theory and applications* (5th ed.). SAGE Publications, Inc.
- Dueber, D. M. (2017). *Bifactor Indices Calculator* (p. 473 KB) [Excel file]. <https://doi.org/10.13023/EDP.TOOL.01>
- Dueber, D. M., & Toland, M. D. (2023). A bifactor approach to subscore assessment. *Psychological Methods*, 28(1), 222-241. <https://doi.org/10.1037/met0000459>
- Durán, E., Santos, P., Salas, G., & Aragón, A. (2023). *Brecha de género en Ciencia y Tecnología en Costa Rica (Noveno Informe Estado de la Educación 2023)*. Programa del estado de La Nación. <https://repositorio.conare.ac.cr/handle/20.500.12337/8531>
-

- Expósito, F., Moya, M. C., & Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: Medición y correlatos. *International Journal of Social Psychology*, 13(2), 159-169.
- Fiske, S. T., & North, M. S. (2015). Measures of Stereotyping and Prejudice. En *Measures of Personality and Social Psychological Constructs* (pp. 684-718). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-386915-9.00024-3>
- Gana, K., & Broc, G. (2019). *Structural equation modeling with lavaan*. ISTE Ltd; John Wiley & Sons, Inc.
- 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.
- González, M. (2002). Feminismo, academia y cambio social. *Educación*, 26(2), 169-183. <https://www.redalyc.org/pdf/440/44026217.pdf>
- Howitt, D., & Cramer, D. (2020). *Research methods in psychology* (6th edition). Pearson.
- Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas. (2025). *Cuadro 1: Ingreso recibido en el empleo principal según nivel educativo, por cada 100 colones que reciben los ocupados que tienen educación universitaria completa. 2010-2024 (Brecha de ingreso por trabajo ajustada* en colones)* [Oficial]. Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas. <https://iice.ucr.ac.cr/cuadro-1-ingreso-recibido/>
- Instituto Nacional de las Mujeres. (2018). *Política Nacional para la igualdad efectiva entre mujeres y hombres 2018-2030* (2ª ed). Instituto Nacional de las Mujeres [INAMU]. <https://www.inamu.go.cr/pieg-2018-2030>
- Kesmodel, U. S. (2018). Cross-sectional studies – what are they good for? *Acta Obstetricia et Gynecologica Scandinavica*, 97(4), 388-393. <https://doi.org/10.1111/aogs.13331>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th edition). The Guilford Press.
- Koengkan, M., Fuinhas, J. A., Belucio, M., Kazemzadeh, E., Poveda, Y. E. M., Alavijeh, N. K., & Santiago, R. (2022). The Consequences of Gender Inequality on Latin America's Economic Growth: Macroeconomic Evidence. *Sexes*, 3(3), 396-412. <https://doi.org/10.3390/sexes3030030>
- Krosnick, J. A. (2018). Improving Question Design to Maximize Reliability and Validity. En D. L. Vannette & J. A. Krosnick (Eds.), *The Palgrave Handbook of Survey Research* (pp. 95-101). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-54395-6_13
- León-Madrigal, M., & Vargas-Halabi, T. (2024). Sexismo Benevolente y Sexismo Hostil en las conductas alimentarias de riesgo: El papel mediador de la Insatisfacción Corporal. *Revista de Ciencias Sociales*, 185, Article 185. <https://doi.org/10.15517/rcs.v0i185.64237>
- López-Sáez, M. Á., García-Dauder, D., & Montero, I. (2019). Sexism as construct in psychology. A review of theories and instruments. *Quaderns de Psicologia*, 21(3), 1523. <https://doi.org/10.5565/rev/qpsicologia.1523>
- Luong, R., & Flake, J. K. (2023a). Measurement invariance testing using confirmatory factor analysis and alignment optimization: A tutorial for transparent analysis planning and reporting. *Psychological Methods*, 28(4), 905-924. <https://doi.org/10.1037/met0000441>
- Luong, R., & Flake, J. K. (2023b). Measurement invariance testing using confirmatory factor analysis and alignment optimization: A tutorial for transparent analysis planning and reporting. *Psychological Methods*, 28(4), 905-924. <https://doi.org/10.1037/met0000441>

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE


-
- 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://doi.org/10.18050/psiquemag.v9i1.2496>
- Markon, K. E. (2019). Bifactor and Hierarchical Models: Specification, Inference, and Interpretation. *Annual Review of Clinical Psychology*, 15(1), 51-69. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050718-095522>
- Martínez, A. (2024, mayo 30). *BCCR estimó valor del trabajo doméstico no remunerado en 9,6 billones de colones anuales*. Delfino. <https://delfino.cr/2024/05/bccr-estimo-valor-del-trabajo-domestico-no-remunerado-en-96-billones-de-colones-anuales>
- Medina-Hernández, E., Fernández-Gómez, M. J., & Barrera-Mellado, I. (2021). Gender Inequality in Latin America: A Multidimensional Analysis Based on ECLAC Indicators. *Sustainability*, 13(23), 13140. <https://doi.org/10.3390/su132313140>
- Memon, M. A., Thurasamy, R., Cheah, J.-H., Ting, H., Chuah, F., & Cham, T. H. (2023). Addressing common method bias, operationalization, sampling, and data collection issues in quantitative research: Review and recommendations. *Journal of Applied Structural Equation Modeling*, 7(2), 1-14. [https://doi.org/10.47263/JASEM.7\(2\)01](https://doi.org/10.47263/JASEM.7(2)01)
- Memon, M. A., Thurasamy, R., Ting, H., & Cheah, J.-H. (2024). Purposive sampling: A review and guidelines for quantitative research. *Journal of Applied Structural Equation Modeling*, 9(1), 1-23. [https://doi.org/10.47263/JASEM.9\(1\)01](https://doi.org/10.47263/JASEM.9(1)01)
- Merlyn, M.-F., Díaz-Mosquera, E., & Moreta-Herrera, R. (2022). Propiedades psicométricas del Inventario de Sexismo Ambivalente (ASI) en población adulta ecuatoriana. *Actualidades en Psicología*, 36(132), 103-118. <https://doi.org/10.15517/ap.v36i132.47618>
- Molina, L. (2023a, mayo 3). *Unicef: En Costa Rica continúa aumentando la pobreza en hogares con jefatura femenina*. Semanario Universidad. [https://semanariouniversidad.com/pais/unicef-en-costa-rica-continua-aumentando-la-pobreza-en-hogares-con-jefatura-femenina/#:~:text=Los%20hogares%20en%20pobreza%20con,Enaho\)%20de%20junio%20del%202022](https://semanariouniversidad.com/pais/unicef-en-costa-rica-continua-aumentando-la-pobreza-en-hogares-con-jefatura-femenina/#:~:text=Los%20hogares%20en%20pobreza%20con,Enaho)%20de%20junio%20del%202022)
- Molina, L. (2023b, junio 28). *OCDE: Más del 90% de las mujeres pobres en Costa Rica no trabajan por dedicarse al cuidado*. Semanario Universidad. <https://semanariouniversidad.com/pais/ocde-mas-del-90-de-las-mujeres-pobres-en-costa-rica-no-trabajan-por-dedicarse-al-cuido/>
- Montero-Arias, E. (2022). Validez y psicometría. En L. Rojas, M. Arias, A. Castillo, D. Martínez, & O. Rodríguez (Eds.), *Cuadernos metodológicos: Estándares de calidad para pruebas estandarizadas de alto impacto en el contexto académico y profesional costarricense* (pp. 20-24). Instituto de Investigaciones Psicológicas. <https://www.kerwa.ucr.ac.cr/items/04c52548-9193-4329-8fbc-82657ded3aad>
- Murillo, A. (2023). Concepción y conocimientos sobre violencia de género y violencia doméstica en agentes de seguridad privada de Costa Rica. Un primer acercamiento al tema. *PsicoInnova*, 7(1), 39-64. <https://doi.org/10.54376/psicoinnova.v7i1.155>
- Nelson, T. D., & Olson, M. A. (2024). *The psychology of prejudice* (3rd edition). The Guilford Press.
- Observatorio de Violencia de Género contra las Mujeres y Acceso a la Justicia. (2025, abril 9). *Femicidio* [Oficial]. Observatorio de Violencia de Género contra las Mujeres y Acceso a la Justicia. <https://observatoriodegenero.poder-judicial.go.cr/index.php/soy-especialista-y-busco/estadisticas/femicidio>
- Ramírez, J., Alarcón, R., & Ortega, S. (2020). Violencia de género en Latinoamérica: Estrategias para su prevención y erradicación. *Revista de ciencias sociales*, 26(4), 260-275.
-


- Reise, S. P., Bonifay, W., & Haviland, M. G. (2018). Bifactor modelling and the evaluation of scale scores. En P. Irwing, T. Booth, & D. Hughes (Eds.), *The Wiley handbook of psychometric testing: A multidisciplinary reference on survey, scale and test development* (pp. 675-707). Wiley Online Library.
- Richardson, P., & Machan, L. (2021). *Jamovi for psychologists*. Red globe press.
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rojas, L., Arias, M., Castillo, V., Martínez, D., & Rodríguez, O. (2022). *Estándares de calidad para pruebas estandarizadas de alto impacto en el contexto académico y profesional costarricense*. Instituto de Investigaciones Psicológicas, Universidad de Costa Rica. <https://www.ucr.ac.cr/actividades/2022/07/19/cuaderno-metodologico-estandares-de-calidad-para-pruebas-estandarizadas-de-alto-impacto-en-el-contexto-academico-y-profesional-costarricense.html>
- Rosellini, A. J., & Brown, T. A. (2021). Developing and Validating Clinical Questionnaires. *Annual Review of Clinical Psychology*, 17(1), 55-81. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-081219-115343>
- Smith-Castro, V., & Argüello-Gutiérrez, C. (2024). Estructura factorial, invarianza de la medida y propiedades psicométricas del Inventario de Sexismo Ambivalente en Costa Rica. *Revista Costarricense de Psicología*, 43(2), 1-30. <https://doi.org/10.22544/rcps.v43i02.05>
- Smith-Castro, V., Montero-Rojas, E., Moreira-Mora, T. E., & Zamora-Araya, A. (2019). Expected and unexpected effects of sexism on women's math performance. *Revista Interamericana de Psicología*, 53(1), 28-44. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7208701>
- Squillace, M., & Picón, J. (2016). Impulsividad, un constructo multifacético: Validación del CUBI. *Evaluar*, 17(1), 1-17. <https://ri.conicet.gov.ar/handle/11336/42952>
- Squillace, M., & Picón, J. (2019). CUBI-18: Un instrumento para medir tres subtipos de impulsividad. *Interdisciplinaria*, 36(1), 43-58.
- Stucky, B., & Edelen, O. (2015). Using Hierarchical IRT Models to Create Unidimensional Measures From Multidimensional Data. En S. P. Reise & D. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (pp. 183-206). Routledge, Taylor & Francis Group.
- Vaamonde, J. D., & Omar, A. G. (2012). *Validación argentina del Inventario de sexismo ambivalente*. <https://ri.conicet.gov.ar/handle/11336/208059>
- Ventura-León, J., Quiroz-Burga, L., Caycho-Rodríguez, T., & Valencia, P. (2021). BifactorCalc: An online calculator for ancillary measures of bifactor models. *Revista Evaluar*, 21(3), 01-14.
- Villegas, B. (2022). Evolución de la calidad del empleo en Costa Rica en la última década. *Revista de Ciencias Económicas*, 40(1), e47323. <https://doi.org/10.15517/rce.v40i1.47323>
- West, S. G., Wu, W., McNeish, D., & Savord, A. (2023). Handbook of structural equation modeling. En R. Hoyle (Ed.), *Model fit in structural equation modeling* (Second, pp. 182-205). Guilford Press.
- Whittaker, T. A., & Schumacker, R. E. (2022). *A beginner's guide to structural equation modeling* (5th edition). Routledge.
- Widaman, K. F., & Olivera-Aguilar, M. (2023). Investigating measurement invariance using confirmatory factor analysis. En R. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (2nd ed., pp. 367-384). Guilford Publications.

Recibido: 03 de julio de 2024
 Revisión recibida: 22 de abril de 2025
 Aceptado: 16 de octubre de 2025

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

Sobre las personas autoras:

Tomás Vargas-Halabi  es psicólogo con 20 años de experiencia académica en el ámbito organizacional y neurociencia de la conducta. Es profesor catedrático en la Universidad de Costa Rica, donde enseña el curso de Bases Biológicas de la Conducta. También ha desarrollado labor docente en psicología del trabajo y metodología de la investigación cuantitativa y cualitativa, además de participar en diversas iniciativas de gestión académica. Su trayectoria incluye experiencia profesional e investigación en cultura organizacional, modelos de competencias, entrevista conductual, innovación, sexismo ambivalente, personalidad, inclusión, inseguridad laboral, dignidad en el trabajo y precariedad en el empleo, utilizando diversos métodos de análisis estadístico, incluidas ecuaciones estructurales basados en compuestos para modelar repertorios de conducta. Posee formación universitaria a nivel de licenciatura en Psicología (UCR), Maestría en Dirección de Empresas (TEC) y Doctorado en Dirección de Empresas (Universidad de Valencia).

Marcela León-Madrigal  es psicóloga con amplia experiencia en docencia universitaria, investigación y práctica clínica desde un enfoque conductual, con especial interés en problemáticas sociales. Desde hace 20 años se desempeña como profesora en la Escuela de Psicología de la Universidad de Costa Rica, donde ha impartido diversos cursos, incluido el Módulo de Conductismo de la Cátedra de Teorías y Sistemas. Ha publicado en revistas académicas y ha impartido conferencias y capacitación en temas como trastornos de la conducta alimentaria, salud mental y Terapia de la Conducta. Cuenta con una licenciatura en Psicología por la Universidad de Costa Rica, así como con una Maestría en Terapia de la Conducta y otra en Estudios sobre la Violencia Social y Familiar, otorgadas por la UNED de España y la UNED de Costa Rica, respectivamente. Sus líneas de interés actual son el manejo conductual de las problemáticas como el autismo, y el efecto de las condiciones laborales en la salud de las personas.

Publicado en línea: 30 de diciembre de 2025

Apéndice

Escala de Sexismo Ambivalente de Glick y Fiske Adaptación de Vargas-Halabí & León-Madrigal (2024)

A continuación, se presenta una serie de frases sobre los hombres y las mujeres y su relación mutua en nuestra sociedad contemporánea. Por favor, indique el grado en que usted está de acuerdo o en desacuerdo con cada una de las frases usando la siguiente escala:

- 1-Totalmente en desacuerdo
 2- En desacuerdo
 3- No puedo decidirme
 4 -De acuerdo
 5 -Totalmente de acuerdo

		(1) Totalmente en desacuerdo	(2) En desacuerdo	(3) No puedo decidirme	(4) De acuerdo	(5) Totalmente de acuerdo
1	Un hombre no está verdaderamente completo sin el amor de una mujer	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
2	En nombre de la igualdad, muchas mujeres intentan conseguir ciertos privilegios	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
4	Muchas mujeres interpretan comentarios y acciones inocentes como sexistas	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
5	Las mujeres se ofenden muy fácilmente	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
7	Las feministas intentan que las mujeres tengan más poder que los hombres	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
8	Muchas mujeres se caracterizan por una pureza que pocos hombres poseen	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
9	Las mujeres deberían ser queridas y protegidas por los hombres	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
10	Las mujeres no valoran suficientemente todo lo que los hombres hacen por ellas	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
11	Las mujeres buscan ganar poder manipulando a los hombres	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
12	Todo hombre debe tener una mujer a quien amar	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
13	Una mujer está incompleta sin un hombre a su lado	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
14	Las mujeres exageran los problemas que tienen en el trabajo	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)

Continúa...

ESCALA DE SEXISMO AMBIVALENTE

	(1) Totalmente en desacuerdo	(2) En desacuerdo	(3) No puedo decidirme	(4) De acuerdo	(5) Totalmente de acuerdo
15 La mujer busca comprometerse con un hombre para controlarlo	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
16 Generalmente, cuando una mujer es derrotada limpiamente se queja de haber sufrido discriminación	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
17 Una buena mujer debería ser puesta en un pedestal por su hombre	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
18 Muchas mujeres, para burlarse de los hombres, utilizan su apariencia sexual para atraerlos y después rechazarlos	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
19 Las mujeres poseen una mayor sensibilidad moral que los hombres	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
20 Los hombres deberían estar dispuestos a sacrificar su propio bienestar con el fin de proveer bienestar económico a las mujeres	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
21 Las mujeres están haciendo a los hombres demandas completamente irracionales	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)
22 Las mujeres tienden a ser más refinadas y a tener un mejor gusto que los hombres	1 (...)	2 (...)	3 (...)	4 (...)	5 (...)

-Se mantiene la numeración de la escala original de Expósito et al. (1998), pero se eliminaron los ítems 3 y 6 por mal funcionamiento.

-Subescala de Sexismo Benevolente: 1, 8, 9, 12, 13, 17, 19, 20, 22.

-Subescala de Sexismo Hostil: 2, 4, 5, 7, 10, 11, 14, 15, 16, 18, 21.