

# Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA) en adolescentes chilenos: estructura factorial, fiabilidad, validez e invarianza por sexo

Miguel Galván-Cabello<sup>1</sup>, Claudio Briceño-Olivera<sup>1</sup>, María Cecilia Fernández-Darraz<sup>2</sup> & Gloria Mora-Guerrero<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Departamento de Trabajo Social Universidad de La Frontera, Chile.

<sup>2</sup>Departamento de Trabajo Social Universidad Católica de Temuco, Chile.

<sup>3</sup>Departamento de Psicología de la Universidad Católica de Temuco, Chile

## Resumen

El sexismo ambivalente es un constructo multidimensional compuesto por creencias y actitudes hostiles y benévolas que se legitiman entre sí para justificar el poder masculino estructural. Los estudios sobre sexismo en adolescentes cobran relevancia al ser una etapa evolutiva fundamental para asentar creencias acerca de las relaciones de género. Sin embargo, los instrumentos para medir representaciones sexistas en este grupo son escasos. Este estudio evaluó las propiedades psicométricas del Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA) en adolescentes chilenos, concretamente se analizó la estructura factorial y su fiabilidad, validez e invarianza factorial por sexo. La muestra estuvo conformada por 546 estudiantes entre 15 y 18 años ( $M=15.52$ ;  $DT=.66$ ), de los cuales el 58.8% fueron mujeres. Los métodos que se utilizaron fueron Análisis Factorial Exploratorio y Análisis Factorial Confirmatorio. El resultado del análisis exploratorio sugirió retener los 20 ítems de la escala original agrupados en dos factores. Los resultados del análisis confirmatorio corroboraron la estructura original de la escala y precisaron un modelo de dos factores correlacionados, Sexismo Hostil y Sexismo Benévolo ( $\chi^2_{(166)} = 302.34$ ; CFI = .99; TLI = .98, RMSEA = .05, SRMR = .07), que considera al Sexismo Benévolo como un factor de segundo orden con tres subcomponentes (Paternalismo Protector, Intimidación Heterosexual y Diferenciación de Género). El modelo seleccionado coincidió con la propuesta teórica y explicó el 56% de la varianza. El análisis de fiabilidad indicó un alfa ordinal total de 0.93 y el análisis correlacional demostró evidencia de validez discriminante. El análisis de invarianza factorial evidenció que el grado de equivalencia del instrumento por sexo es plausible a un nivel estricto. Se concluyó que el ISA presenta adecuadas propiedades psicométricas para su uso en adolescentes de Chile.

*Palabras clave:* Discriminación de Género; Estereotipos de Género; Propiedades psicométricas; Adolescencia; Estudio Instrumental.

## Abstract

*Ambivalent Sexism Inventory (ASI) in Chilean adolescents: Factor structure, reliability, validity and sex invariance.* Ambivalent sexism is a multi-dimensional construct conformed by hostile and benevolent beliefs and attitudes that tend to legitimize each other justifying male structural power. Sexism studies in adolescent population become relevant as it is a fundamental evolute stage for settle gender relations beliefs. However, the tools that measures sexist representations in adolescents are scarce. The main goal was to evaluate the psychometric properties of the Ambivalent Sexism Inventory (ASI) in Chilean adolescents, and analyze invariance by sex. Sample was composed of 546 students between 15–18 years ( $M=15.52$ ;  $SD=.66$ ), of which 58.8% were women. Exploratory factor analyses and confirmatory factor analyses were the method of the study. The results of the exploratory factor analyses suggested to hold back the 20 items from the original structure grouped in two factors. Confirmatory factor analyses results showed suitability of the two factors theoretical proposal, hostile sexism and benevolent sexism ( $\chi^2_{(166)} = 302.34$ ; CFI = .99; TLI = .98; RMSEA = .05; SRMR = .07), which includes benevolent sexism as a second-order factor conformed by three subcomponents (protective paternalism, complementary gender differentiation, and heterosexual intimacy). The factorial structure of the selected model explained 56% of the total variance. The reliability of the ASI reached a satisfactory levels of ordinal alpha ( $\alpha_{ordinal} = .93$ ) for the complete instrument and the correlation analyses provide evidences of discriminant validity. The Invariance factorial analyses showed that the equivalence level of the ASI is plausible in the strict level. It is concluded that the ASI presents adequate psychometric properties for its use in Chilean adolescent population.

*Keywords:* Gender discrimination; Gender stereotypes; Psychometric properties; Adolescence, Instrumental study.

## Correspondencia:

Claudio Briceño-Olivera.

Universidad de La Frontera.

Dirección Postal: Francisco Salazar 1145, C.P.4780000 Temuco, Araucanía, Chile.

Email: claudio.briceno@ufrontera.cl

Una perspectiva tradicional de sexismo hace referencia a prejuicios y conductas discriminatorias sostenidas en creencias generalizadas sobre la inferioridad de las mujeres como grupo social (Cameron, 1977). Esta definición responde al viejo sexismo (Moya & Expósito, 2001; Rodríguez, et al., 2010). Desde la década de los 90, los estudios de sexismo han integrado manifestaciones menos explícitas, que igualmente se fundamentan en la infravaloración de las mujeres. Así, la teoría de Sexismo Ambivalente de Glick y Fiske (1996) entiende el sexismo como un fenómeno ambiguo con distintas expresiones. Primero, considera el sexismo hostil, manifestado en actitudes y comportamientos abiertamente discriminatorios, basados en la supuesta inferioridad de las mujeres. Este tipo de sexismo sostiene ideas como, por ejemplo, que las feministas pretenden más poder que los hombres o que se comprometen con ellos para manipularlos (Cárdenas, et al., 2010). Segundo, reconoce el sexismo benévolo, manifestado en actitudes que, aun expresadas en tono afectivo positivo, estereotipan y limitan a las mujeres a roles tradicionales (Lemus, et al., 2008). Este tipo de sexismo promueve creencias como, por ejemplo, que las mujeres deben ser queridas y protegidas por los hombres (Cárdenas et al., 2010). De esta forma, la coexistencia de sexismo hostil y benévolo genera una poderosa combinación que impacta negativamente en la posición social de las mujeres (Glick & Fiske, 2001).

Para la Psicología, el sexismo como objeto de estudio data de la década de 1950. Según López-Sáez, García-Dauder y Montero (2019), en esa época los psicólogos Nadler y Morrow evaluaron las creencias sobre caballerosidad y protección a las mujeres, a la vez que su inferioridad y subordinación. Más tarde, durante la década de 1970, Spence y Helmreich, así como Osmond y Martin desarrollaron instrumentos pioneros en la medición del sexismo hostil, mientras que, hacia el inicio del siguiente decenio, Burt cambió el foco hacia la medición de la normalización de la violencia sexual y, ya para mediados de 1980, Beere, King, Beere y King dieron el salto hacia la medida de un sexismo más sutil (López-Sáez, et al., 2019). Estos fueron los antecedentes de la propuesta de la teoría del sexismo ambivalente que Glick y Fiske desarrollaron en los años 90, proponiendo una concepción de sexismo bidimensional en tanto hostil y benevolente.

A comienzos del siglo XXI, la Psicología avanzó hacia el estudio del sexismo en adolescentes, por ser una etapa evolutiva donde se asientan creencias sobre relaciones de género, se asimilan estereotipos y se materializa el sexismo. Por tanto, sería una etapa fundamental para generar intervenciones efectivas de transformación actitudinal (Carbonell & Mestre, 2019; Lemus et al., 2008). Las consecuencias negativas del sexismo en el desarrollo biopsicosocial han sido documentadas y hay coincidencias en que los adolescentes con creencias sexistas tienen actitudes positivas hacia la violencia de pareja, conductas de riesgo sexual y mayor dependencia emocional en el noviazgo (Ramiro-Sánchez, et al., 2018a; Ramiro-Sánchez, et al., 2018b). Además, las mujeres presentan baja percepción de logros académicos (Malonda, et al., 2018); los hombres mayor probabilidad de consumo de sustancias psicoactivas (Mamani, Herrera, & Arias, 2020); y se mantiene para ambos sexos la noción de que las mujeres son *objetos sexuales* y que no es necesario avanzar hacia formas más igualitarias de relación (Maes, et al., 2019). En suma, el sexismo en la adolescen-

cia es un factor de riesgo para el desarrollo psicológico, pues podría facilitar la implicación en situaciones de violencia de género en la vida adulta (Ferragut, et al., 2017; Navarro-Pérez, et al., 2019).

El estudio del sexismo es relevante por los efectos negativos de sus expresiones hostiles y benévolas. En este sentido, pese a que el sexismo benévolo tiene un tono afectivo positivo, igualmente entraña riesgos, puesto que mantiene el *status quo* de la desigualdad de género en una fachada que se presenta cálida y comunitaria en las relaciones interpersonales (Goh & Tignor, 2019) y, por tanto, es más difícil de transformar (Moya & Expósito, 2001). Así, el sexismo sería una creencia que sostiene la desigualdad entre los sexos (Moya, 2004), que favorece la presencia y el mantenimiento de actitudes discriminatorias contra las mujeres (Lemus et al., 2008), y que se vincula con la violencia en las relaciones íntimas (Ibabe, et al., 2017).

La mayor parte de los estudios en población joven y adolescente concluyen que los hombres obtienen puntuaciones más altas en sexismo que las mujeres, especialmente en sexismo hostil (Cárdenas, et al., 2010; Fernández, et al., 2017; Maeso, et al., 2015; Rojas & Moreno, 2016). En la misma línea, un estudio español de tipo longitudinal sobre creencias sexistas concluyó que hombres y mujeres entre 12 y 14 años manifiestan una disminución en cuanto a sexismo benevolente, mientras que el sexismo hostil, además de ser significativamente más alto en hombres, tiende a ser más resistente al cambio (Ferragut et al., 2016). Menos estudios se han ocupado de relacionar el sexismo con la salud mental. Borgogna y Aita (2020) encontraron que en la edad adulta el sexismo hostil puede funcionar como un predictor significativo de depresión, ansiedad y estrés tanto en mujeres como en hombres, aunque la evidencia empírica de esta conexión es aún incipiente.

El instrumento mayormente utilizado para la evaluación del sexismo es el Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA) desarrollado por Glick y Fiske (1996), cuya versión original fue desarrollada en inglés, y contempla dos factores (sexismo hostil y sexismo benévolo). Desde su publicación, el ISA ha sido adaptado y validado en diferentes países como España (Expósito, et al., 1998; Rodríguez, et al., 2009), Corea del Sur (Kim, 1998), Alemania (Eckes & Six-Materna, 1999), Francia (Dardenne, et al., 2006), Italia (Rollero, Glick, & Tartaglia, 2014), Portugal (Gonçalves, et al., 2015), Turquía (Salomon et al., 2020), entre otros.

En el contexto latinoamericano, el ISA acumula evidencias de validez en diferentes países. En Perú, Fernández et al. (2017) lo validaron en una muestra de 434 universitarios entre 18 y 30 años, obteniendo una estructura factorial distinta a la versión original conformada por cuatro factores, tres asociados al sexismo benévolo, y otro más que representó el sexismo hostil. En Brasil, Formiga (2011) obtuvo evidencias para validar la estructura original del ISA compuesta por dos factores (Sexismo Benévolo y Sexismo Hostil), a partir de un análisis factorial confirmatorio (AFC) en una muestra de 707 participantes entre 13 y 70 años. Cruz, Zempoaltecal y Correa (2005) validaron el instrumento en México en una muestra de 347 participantes con una edad promedio de 26.9 años, reteniendo seis factores, tres de ellos vinculados al sexismo benévolo y tres al sexismo hostil. En Chile, las propiedades psicométricas del ISA fueron evaluadas por Cárdenas et al. (2010), en una muestra de población universitaria compuesta por 220 parti-

participantes entre 18 y 32 años ( $M = 19.99$ ;  $DT = 1.87$ ), validando una estructura factorial de cuatro factores, distanciándose de la estructura original compuesta solo por dos factores. La validación más reciente encontrada en Latinoamérica corresponde al estudio argentino de Arbach, et al. (2019), en una muestra de 745 participantes entre 18 y 45 años. La estructura factorial que presentó mejores indicadores fue la compuesta por un factor unidimensional (Sexismo Hostil) y un factor de segundo orden (Sexismo Benévolo) conformado por tres subfactores (paternalismo protector, diferenciación de género complementario e intimidad heterosexual).

En población adolescente, destaca el estudio de Lemus et al. (2008), que adaptaron y aplicaron el ISA a una muestra de 364 adolescentes españoles con una edad promedio de 15.22 años. En este caso, se presentó una estructura compuesta por dos factores (sexismo hostil y sexismo benévolo), en la que el factor de sexismo benévolo fue conformado por los tres componentes típicos de esta dimensión. La versión adaptada y validada por Lemus et al. (2008) es el único antecedente en español del ISA diseñado para adolescentes.

Si bien el estudio de Cárdenas et al. (2010) aporta evidencias del ISA en población universitaria (entre 18 y 32 años) de Chile, el presente estudio trabaja con la versión de Lemus et al. (2008) pues la redacción de los ítems en esta versión está pensada para individuos en etapa escolar no universitaria. Por ejemplo, mientras que la versión de Cárdenas et al. (2010) contiene el ítem “*Las mujeres suelen exagerar sus problemas en el trabajo*”, la versión para adolescentes presenta el enunciado “*Las chicas suelen exagerar sus problemas*”. Adicional a esto, la versión para adolescentes contiene ítems más breves y directos, y no incluye enunciados negativos. La relevancia de evaluar en Chile una versión del ISA adaptada para adolescentes se justifica al considerar la adolescencia como la etapa clave en la configuración y asentamiento de creencias sobre género y sexismo (Carbonell & Mestre, 2019; Lemus et al., 2008).

En términos instrumentales, la adaptación y validación de escalas psicométricas que incluyen temas asociados a la sexualidad y relaciones entre géneros está condicionada a criterios morales, religiosos y éticos propios de los contextos en las que son aplicadas (Vallejo-Medina et al., 2017). En este sentido, el trabajo evalúa las propiedades psicométricas de la versión del ISA diseñada para adolescentes considerando un lenguaje aplicable a Chile en una muestra de estudio a nivel nacional. La hipótesis de investigación sostiene que el instrumento mantiene la estructura factorial validada por Lemus et al. (2008) y presenta evidencias de fiabilidad, validez e invarianza por sexo.

## Método

### Participantes

Los instrumentos fueron aplicados a adolescentes chilenos entre 15 y 18 años ( $M = 15.52$ ;  $DT = .66$ ), de los cuales el 58.8% fueron mujeres. Se consideró como criterio de inclusión, ser estudiante de segundo año de enseñanza secundaria Científico-Humanista de establecimientos educacionales públicos, particulares subvencionados y privados. La toma de datos se dividió en cuatro zonas geográficas naturales del país. En la zona norte participaron las regiones de Arica y Parinacota, Tarapacá, Antofagasta, Atacama, y Coquimbo; en la zona centro

las regiones de Valparaíso, Metropolitana, O'Higgins, Maule y Ñuble; en la zona sur las regiones del Biobío, La Araucanía, Los Ríos y Los Lagos; y en la zona sur austral las regiones de Aysén, Magallanes y la Antártica Chilena. La muestra la conformaron 589 participantes, y la matriz de datos 546 casos, ya que el 7.3% no aceptó participar del estudio o no contestó el cuestionario en su totalidad. La muestra satisface las condiciones requeridas para realizar análisis factoriales, incluyendo al menos 10 casos por ítem (Nunnally & Bernstein, 1995), cinco observaciones por cada factor estimado (Bentler & Chou, 1984; Bollen, 1989) y un tamaño mínimo de 100 participantes (Broomsma, 1982; Myers, Ahn, & Jin, 2011). La tabla 1 presenta las características de la muestra.

Tabla 1. Características sociodemográficas de la muestra ( $n = 546$ )

Característica	
Sexo, N (%)	
Mujer	321(58.80%)
Hombre	225(41.20%)
Edad	
Media	15.52
Desviación Típica	.66
Zona Residencia, N (%)	
Rural	451(16.90%)
Urbana	95(83.10%)
Pertenencia a Pueblos Originarios, N (%)	
No pertenece	436(79.90%)
Pertenece	110(20.10%)
Nivel Socioeconómico, N (%)	
Bajo	4(.80%)
Medio-bajo	53(9.90%)
Medio	384(70.30%)
Medio-alto	102(18.30%)
Alto	3(.70%)
Zona, N (%)	
Norte	(11.10%)
Centro	(48.70%)
Sur	(35.40%)
Sur-austral	(4.80%)
Tipo de Establecimiento N (%)	
Público	196(35.90%)
Particular-Subvencionado (Concertado)	284(52.00%)
Privado	66(12.10%)

### Procedimiento

El estudio se realizó en tres fases: 1) Un equipo de investigación, con formación en Género y Psicometría, adaptó algunas palabras de la versión española (Lemus et al., 2008) a la redacción final para adolescentes chilenos. Según las directrices sugeridas para adaptar tests psicométricos de una cultura a otra (Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013) y en razón de su uso en Chile, se cambiaron las palabras *chicos* y *chicas* por *hombres* y *mujeres*. 2) Para reclutar la muestra se contactó con 19 cen-

tros educativos. Una vez obtenidas las autorizaciones por parte de sus directivos, se coordinó la aplicación de instrumentos. Los principios éticos se resguardaron con asentimientos y consentimientos informados autorizados por el Comité de Ética de la Universidad Católica de Temuco y fueron suscritos por estudiantes y tutores. Los instrumentos fueron aplicados por el personal técnico entrenado, en un tiempo aproximado de 30 minutos. 3) Se evaluaron las propiedades psicométricas, fiabilidad y validez e invarianza por sexo del ISA mediante análisis factoriales exploratorio y confirmatorio en una muestra de adolescentes de Chile.

## Instrumentos

### Inventario de Sexismo Ambivalente (ISA)

El ISA se basa en la teoría de sexismo ambivalente, que propone al sexismo hostil y al sexismo benévolo como dos factores coexistentes (Gilck & Fiske, 2001). El ISA desarrollado por Glick y Fiske (1996) fue adaptado para población adolescente en España (Lemus et al., 2008) y está compuesto por 20 ítems de autoaplicación, mediante una escala ordinal de cinco puntos (1= muy en desacuerdo, 5= muy de acuerdo); distribuidos equitativamente en dos factores: sexismo hostil y sexismo benévolo, considerando para el segundo factor tres subcomponentes: Paternalismo, Complementariedad de Género e Intimidación Heterosexual. Su estructura factorial ofreció adecuados índices de bondad de ajuste en adolescentes españoles y presentó un coeficiente de fiabilidad obtenido mediante el método de consistencia interna con la prueba alfa de Cronbach de .83 para la escala total, .84 para la subescala de sexismo hostil y .77 para la subescala de sexismo benévolo (Lemus et al., 2008).

### Escala de Motivación Educativa

Esta escala se administró con la finalidad de aportar evidencias de validez externa, dado que evalúa un constructo diferente al ASI. La Escala de Motivación Educativa cuenta con 28 ítems en una puntuación ordinal de cinco niveles (5= muy de acuerdo, 1= muy en desacuerdo). El estudio de validación (Núñez, et al., 2006) realizados en estudiantes de Educación Secundaria en Paraguay ( $n = 425$ ) revelaron que la EME tenía niveles satisfactorios de consistencia interna, con una media en el alfa de Cronbach de .80. La fiabilidad de esta escala con la muestra de estudio indicó un alfa de Cronbach de .93.

### Cuestionario sociodemográfico

Este instrumento contenía 5 preguntas de respuesta cerrada: sexo, edad, zona de residencia (urbano/rural), pertenencia a pueblos originarios y autopercepción del nivel socioeconómico.

## Análisis de datos

Se elaboró una base de datos en SPSS v22. Los datos se dividieron en dos partes iguales para obtener una submuestra de estimación y una submuestra de validación (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2004). Con la submuestra de estimación ( $n = 273$ ) se realizó un análisis paralelo y un análisis factorial exploratorio. Con la submuestra de validación ( $n = 273$ ) se desarrolló un análisis factorial confirmatorio y un análisis de consistencia interna mediante el alfa ordinal (Elosua & Zumbo, 2008) para evaluar

si los datos se ajustaban a los modelos propuestos en el instrumento original. Si bien, la versión original del ISA para adolescentes fue evaluada mediante el alfa de Cronbach, actualmente existe evidencia de que el alfa ordinal es más preciso cuando se analizan datos ordinales (Elosua & Zumbo, 2008).

Debido a que el ISA para adolescentes está conformado por ítems de respuesta ordinal, se empleó en el Análisis Factorial Exploratorio (AFE), una matriz de correlaciones policóricas (Freiberg, et al., 2013), aplicando el método de estimación Unweighted Least Squares (ULS) con rotación PROMIN, incluyendo el análisis paralelo de Horn (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) para determinar la cantidad de factores a extraer. Estos análisis se realizaron con el programa FACTOR versión 10.3.1 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006).

Con la submuestra de validación se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mediante análisis de ecuaciones estructurales sobre tres modelos de medida para verificar si la estructura factorial obtenida a partir del AFE entregaba los índices de ajuste más adecuados frente a otros modelos bajo condiciones similares. Los modelos analizados fueron: a) Modelo de un factor, b) Modelo de dos factores de primer orden: Sexismo Hostil y Sexismo Benévolo (Formiga, 2011), c) Modelo de dos factores con Sexismo Hostil como factor de primer orden y Sexismo Benévolo como factor de segundo orden, con tres subcomponentes: Paternalismo Protector, Diferenciación de Género e Intimidación Heterosexual (Arbach et al., 2019; Lemus et al., 2008) y d) Modelo de cuatro factores (Cárdenas et al., 2010; Fernández et al., 2017).

El AFC fue realizado con el programa Mplus versión 6.11 (Muthén & Muthén, 1998/2011) y aplicado sobre la matriz de correlaciones policóricas. Los parámetros fueron estimados con el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS Unweighted Least Squares). El estimador ULS minimiza la suma de los cuadrados de las diferencias entre las matrices de correlaciones observadas y reproducidas para trabajar con muestras pequeñas y pocos factores a retener, sin dejar de obtener estimaciones apropiadas de los parámetros y su nivel de error (Flora & Curran, 2004; Lloret-Segura et al., 2014).

Los modelos del AFC fueron evaluados con los siguientes índices de ajuste global: chi-cuadrado de Satorra-Bentler (2001), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), Residuo cuadrático medio (SRMR) y Error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Para los índices CFI y TLI se consideran ajustes razonables del modelo valores mayores o iguales a .95, para el SRMR valores inferiores a .08 y para RMSEA inferiores a .06 (Brown & Moore, 2012).

Para la evaluación de fiabilidad de la escala se utilizó el coeficiente alfa ordinal (Elosua & Zumbo, 2008) por cada factor y total. Adicionalmente, se aportaron evidencias de validez discriminante mediante análisis de correlación entre el ISA y la Escala de Motivación Educativa.

Posteriormente se realizó un análisis de invarianza factorial con la muestra total para evaluar si el modelo con mejores índices de ajuste global se ajusta adecuadamente a los datos para hombres y mujeres. Para esto se consideraron los siguientes grados de invarianza 1) Invarianza de configuración, igual número de factores e igual distribución de ítems en ambos grupos, 2) Invarianza Métrica, igualdad en cargas factoriales, 3) Invarianza Escalar, igualdad en medias de ítems, 4) Invarianza Estricta, igualdad en los residuos. La comparación de ambos



grupos (hombres/mujeres) en cada grado de invarianza se realizó considerando la diferencia de chi-cuadrado de Satorra Bentler (Asparouhov & Muthén, 2013), el criterio de cambio < .01 en CFI (Cheung & Rensvold, 2002), el criterio de cambio en RMSEA < .015 y en SRMR < .030 para invarianza métrica, y .015 para invarianza escalar y estricta (Chen, 2007).

A objeto de medir diferencias según sexo para el puntaje del ISA total y para cada factor, se realizaron pruebas de contraste de hipótesis mediante el estadístico *U* de Mann Whitney y se calculó el tamaño del efecto con el coeficiente *r* de Rosenthal. Se consideró como tamaño del efecto grande el índice *r* ≥ .50, medio .30 - < .50 y pequeño < .30 (Rosenthal, 2000).

## Resultados

### Análisis factorial exploratorio

El análisis paralelo de Horn sugirió retener los dos factores con autovalores reales superiores a los autovalores aleatorios. Los índices de ajuste mostraron viabilidad para realizar un análisis factorial: prueba *KMO* (.91); prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2_{gl=190} = 3045.2; p < .001$ ), e índice de bondad de ajuste (*GFI* = .99). Con respecto a la estructura factorial, se observó la presencia de dos factores correlacionados que en total explicaron el 56% de la validez de constructo. El primer factor denominado Sexismo Hostil explicó el 47% de la varianza; y el segundo factor llamado Sexismo Benévolo explicó el 9% de la varianza. Esta estructura coincide con la propuesta teórica del Inventario de Sexismo Ambivalente para adolescentes (Lemus et al., 2008). Las cargas factoriales de los ítems oscilaron entre .39 y .99 (Tabla 2), valores adecuados que sugieren retener la totalidad de éstos (Kline, 2000). La distribución de los ítems entre los factores quedó de la siguiente forma: los ítems del 1 al 11 se agruparon bajo el Factor Sexismo Hostil y los ítems del 12 al 20 corresponden al Factor Sexismo Benévolo. El ítem 11 “Las mujeres con la excusa de la igualdad pretenden tener más poder que los hombres”, carga en el factor de Sexismo Hostil (Tabla 4), mientras que en la versión de Lemus et al. (2008) se asocia al Factor Sexismo Benévolo. Desde un criterio congruente con la teoría, se optó por retener el ítem en el Factor de Sexismo Hostil, pues esta diferencia se explica desde la visión del sexismo basado en el mantenimiento del poder de los hombres y de una identidad superior de ellos hacia las mujeres (Expósito et al., 1998).

### Análisis factorial confirmatorio

Con la muestra de confirmación (*n* = 273), se realizó un AFC mediante análisis de ecuaciones estructurales con

modelo de medida para evaluar cuatro modelos factoriales : a) Modelo de un factor, b) Modelo de dos factores de primer orden: Sexismo Hostil y Sexismo Benévolo (Formiga, 2011), c)

Tabla 2. Cargas factoriales del análisis factorial exploratorio por factor (*n* = 273)

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>SH</i>	<i>SB</i>	<i>RITC</i>	<i>α-I</i>
1	2.29	1.18	<b>.39</b>	.18	.51	.92
2	1.48	.80	<b>.39</b>	.26	.64	.92
3	1.53	.86	<b>.59</b>	.19	.72	.91
4	1.80	.97	<b>.53</b>	.22	.68	.91
5	2.50	1.17	<b>.58</b>	.20	.70	.91
6	2.75	1.23	<b>.94</b>	-.28	.70	.91
7	2.45	1.11	<b>.74</b>	-.07	.64	.92
8	2.72	1.25	<b>.80</b>	-.02	.74	.91
9	2.60	1.18	<b>.88</b>	-.17	.70	.91
10	2.66	1.24	<b>.84</b>	-.05	.75	.91
11	2.15	1.18	<b>.88</b>	-.08	.77	.91
12	3.20	1.25	-.01	<b>.65</b>	.59	.88
13	3.39	1.36	-.17	<b>.90</b>	.71	.87
14	3.27	1.29	-.23	<b>.99</b>	.75	.87
15	1.92	1.08	.12	<b>.64</b>	.68	.87
16	2.40	1.16	.13	<b>.54</b>	.61	.87
17	3.05	1.23	.28	<b>.43</b>	.60	.88
18	2.63	1.12	.01	<b>.64</b>	.61	.88
19	2.40	1.23	.15	<b>.53</b>	.62	.88
20	2.23	1.10	.05	<b>.58</b>	.59	.88

*M* = Media; *DT* = Desviación Típica; *SH* = Sexismo Hostil; *SB* = Sexismo Benévolo, *RITC* = Correlación Ítem-total; *α-I* = Alfa si se elimina el ítem. En negrita se indican las cargas factoriales superiores a .30

Modelo de dos factores con Sexismo Hostil como factor de primer orden y Sexismo Benévolo como factor de segundo orden (Arbach et al., 2019; Lemus et al., 2008) y d) Modelo de cuatro factores (Cárdenas et al., 2010; Fernández et al., 2017).

La Tabla 3 muestra que el modelo de dos factores con Sexismo Hostil como factor de primer orden y Sexismo Benévolo como factor de segundo orden arrojó los mejores índices de ajuste. Las cargas factoriales de los 20 ítems retenidos oscilaron entre niveles de saturación altamente significativos  $p \leq .001$  que confirman el modelo propuesto por Lemus et al. (2008) y, posteriormente por Arbach et al. (2019).

La Figura 1 presenta los detalles del modelo de dos factores correlacionados, con el Sexismo Benévolo (*SB*) como un factor de segundo orden que contempla tres subcomponentes: Paternalismo Protector, Diferenciación de género e Intimidad Heterosexual. La Figura 1 incluye los valores de las correlaciones

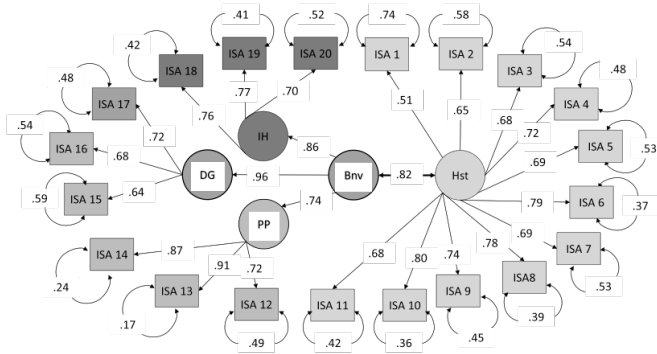
Tabla 3. Índices de ajuste para los modelos factoriales con la muestra de confirmación

Modelo	$\chi^2_{S-B}$	<i>gl</i>	$\chi^2/gl$	<i>TLI</i>	<i>CFI</i>	<i>SRMR</i>	<i>RMSEA</i>
Un factor	472.19	152	3.10	.94	.95	.11	.14
Dos factores de primer orden (Sexismo Hostil y Sexismo Benévolo)	334.19	151	2.21	.98	.98	.08	.07
Dos factores con Sexismo Hostil como factor de primer orden y Sexismo Benévolo como factor de segundo orden.	<b>298.37</b>	<b>166</b>	<b>1.79</b>	<b>.98</b>	<b>.99</b>	<b>.07</b>	<b>.05</b>
Cuatro factores	441.67	162	2.72	.98	.98	.07	.08

$\chi^2_{S-B}$  = chi-cuadrado de Satorra-Bentler; *gl* = grados de libertad; *TLI* = Índice de Tucker-Lewis; *CFI* = Índice de ajuste comparativo; *SRMR* = Residuo cuadrático medio; *RMSEA* = Error cuadrático medio de aproximación. En negrita se indican los índices de ajuste del modelo seleccionado.

entre factores, las saturaciones estandarizadas de los ítems, así como sus errores estandarizados. La correlación entre los dos factores fue de  $r = .82$ . Las saturaciones factoriales de los ítems oscilaron entre .51 y .91.

Figura 1. Parámetros estimados estandarizados del modelo de dos factores asociados con SB de segundo orden del ISA para adolescentes chilenos.



Nota. Hst = Sexismo Hostil; Bnv= Sexismo Benévolo; PP = Paternalismo Protector; DG = Diferenciación de Género; IH = Intimidad Heterosexual.

**Evidencias de fiabilidad y validez discriminante**

Respecto a la consistencia interna del instrumento, se evidenciaron adecuados coeficientes de alfa ordinal para cada uno de los factores: .91 para el Factor Sexismo Hostil y .87 para el Factor Sexismo Benévolo. Los componentes del Factor Sexismo Benévolo mostraron los siguientes coeficientes de alfa ordinal: Paternalismo Protector (PP) .87, Diferenciación de Género (DG) .72 e Intimidad Heterosexual (IH) .79. La escala total obtuvo un alfa ordinal de .93.

Los resultados de correlación de Spearman evidencian que el ISA no se asocia de forma estadísticamente significativa con la Escala de Motivación Educativa, por lo que se aporta evidencias de validez discriminante. El resultado fue  $\rho = .01$  ( $p = .80$ ).

**Invarianza por sexo**

El análisis de invarianza comenzó evaluando la bondad de ajuste del Modelo de dos factores con Sexismo Hostil como factor de primer orden y Sexismo Benévolo como factor de segundo orden del ISA para adolescentes en ambos grupos de la muestra (hombres/mujeres), se evidencia que los índices de bondad de ajuste resultaron satisfactorios ( $\chi^2 S-B = 781.01$  (348); TLI = .94; CFI = .95; SRMR = .07; RMSEA = .06). Lo anterior ratifica que la estructura factorial, con los mismos ítems, se mantiene estable en hombres y mujeres. Se consideró este

modelo como referencia para las siguientes restricciones. La Tabla 4 muestra que no se observaron diferencias estadísticamente significativas en el índice  $\chi^2 S-B(gf)$  entre el grado de Invarianza Configural y el grado de Invarianza Métrica. Como se observa en la Tabla 4, las diferencias en CFI, RMSEA y SRMR de cada uno de los grados de invarianza (Métrico, Escalar y Estricto) con respecto del nivel de invarianza configural son inferiores a los criterios de cambio propuestos por Cheung y Rensvold (2002) y Chen (2007). Lo anterior indica que el ISA para adolescentes alcanza un nivel de Invarianza Estricta, por lo que su estructura factorial se mantiene cuando se discrimina entre sexos; y hace viables las comparaciones entre las puntuaciones obtenidas según sexo (Putnick & Bornstein, 2016).

**Diferencias por sexo en el ISA**

Se encontraron diferencias por sexo estadísticamente significativas en las puntuaciones del ISA total y en los dos factores, fueron los hombres quienes obtuvieron valores más elevados, respecto a las mujeres. Las diferencias presentaron un tamaño del efecto mediano ( $r > .3$ ) para la escala total y para el factor sexismo benévolo, mientras que para el factor sexismo hostil, el tamaño del efecto fue pequeño ( $r = .28$ ). La tabla 5 muestra los estadísticos de contraste según sexo, así como el tamaño del efecto.

Tabla 5. Resultados de la prueba U de Mann Whitney para las puntuaciones del ISA según sexo.

	M(DT)		Prueba U de Mann Whitney Z (p-valor)	Tamaño del efecto r de Rosenthal
	Mujeres n = 321	Hombres n = 225		
Sexismo Hostil	2.25 (.91)	2.88 (.81)	-6.58 (<.00)	.28
Sexismo Benévolo	2.16 (.66)	2.77 (.66)	-7.15 (<.00)	.32
ISA Total	2.20 (.69)	2.81 (.64)	-7.47 (<.00)	.31

M = Media; DT = Desviación Típica

**Discusión**

Este estudio aporta evidencias de estructura factorial y propiedades psicométricas –fiabilidad, validez e invarianza por sexo – del ISA para evaluar el constructo sexismo ambivalente en estudiantes de educación secundaria de Chile entre 15 y 18 años. Los resultados apoyan una estructura factorial compuesta por dos factores, congruente con la propuesta original (Glick y Fiske, 1996) y con su adaptación a adolescentes españoles (Lemus et al., 2008). También se aporta evidencia de adecua-

Tabla 4. Índices de ajuste del modelo según niveles de invarianza por sexo

Modelo	$\chi^2 S-B(gf)$	CFI	RMSEA	SRMR	$\Delta \chi^2 S-B(gf)$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$	$\Delta SRMR$
Configural	740.66(328)	.945	.047	.067	-	-	-	-
Métrico	781.01(348)	.953	.054	.071	40.35 (20)	.008	.007	.004
Escalar	783.34(403)	.954	.059	.075	42.68 (75)*	.009	.012	.008
Estricto	783.34(403)	.954	.059	.075	42.68 (75)*	.009	.012	.008

$\chi^2 S-B$  = chi-cuadrado de Satorra-Bentler; gf = grados de libertad; CFI = Índice de ajuste comparativo; SRMR = Residuo cuadrático medio; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación;  $\Delta \chi^2 S-B(gf)$  = cambio en chi-cuadrado de Satorra-Bentler (grados de libertad);  $\Delta CFI$  = cambio en CFI;  $\Delta RMSEA$  = cambio en RMSEA;  $\Delta SRMR$  = cambio en SRMR; \* < .05

dos índices de fiabilidad, evidencia de validez discriminante, y datos que apoyan invarianza según sexo, de nivel estricto.

El AFE sugirió una estructura de dos factores, de acuerdo al modelo propuesto por Lemus et al. (2008) en España, más recientemente por Arbach et al. (2019) en Argentina. Las cargas factoriales de los ítems oscilaron entre .39 a .99, y se retiraron en su totalidad. Los ítems se distribuyeron del 1 al 11 en el Factor de Sexismo Hostil, que evidencia actitudes abiertamente discriminatorias; y del ítem 12 al 20 en el de Sexismo Benévolo, que corresponde a las expresiones en tono afectivo positivo que limitan a las mujeres a roles tradicionales.

El análisis factorial confirmatorio, mediante análisis de ecuaciones estructurales, evaluó el modelo de un factor, el modelo de dos factores unidimensional, modelo de dos factores con Sexismo Benévolo como un factor de segundo orden y el modelo de cuatro factores. El modelo que presentó un mejor ajuste fue el modelo con un factor de segundo orden (CFI = .99; TLI = .98; RMSEA = .05; SRMR = .07), consistentemente con Lemus et al. (2008) y Arbach et al. (2019).

Respecto a la consistencia interna, se evidenciaron adecuados coeficientes de alfa ordinal para cada factor: .91 para el factor Sexismo Hostil, .87 para el factor sexismo benévolo y .93 para la escala total. Estos valores, comparados a manera de referencia, son superiores a los presentados en la versión de Lemus et al. (2008), que mostró un alfa de Cronbach de .83 para la escala total, .84 para Sexismo Hostil y .77 para Sexismo Benévolo. Los resultados de fiabilidad son similares a los obtenidos por Arbach et al. (2018), quienes obtuvieron coeficientes alfa ordinal de .91 para Sexismo Hostil, .85 para Sexismo Benévolo. Como se puede observar, existe coincidencia en que la consistencia interna de Sexismo Hostil presenta valores más elevados que el Sexismo Benévolo, en el caso del estudio de Lemus et al. (2008) alfa de Cronbach y en el caso del estudio de Arbach et al. (2018) alfa ordinal.

El análisis de Invarianza mostró equivalencia por sexo para el ASI. El instrumento alcanzó un grado de Invarianza Estricta, lo anterior indica que su estructura factorial se mantiene cuando se discrimina entre sexos; y son viables las comparaciones entre las puntuaciones obtenidas según sexo (Putnick & Bornstein, 2016). Estos resultados coinciden con el estudio de Arbach et al. (2018), que alcanzó un grado de Invarianza Escalar.

Los resultados de las pruebas no paramétricas son congruentes con estudios anteriores que permiten establecer un predominio de los niveles de sexismo en los hombres en el ISA total y en cualquiera de sus factores (Cárdenas, et al., 2010; Fernández, Arias, & Alvarado, 2017; Maeso, et al., 2015; Rojas & Moreno, 2016).

Este estudio contribuye a las evidencias de fiabilidad y validez que actualmente acumula el ISA, y aporta evidencias de invarianza factorial por sexo por primera vez en Chile. Así, el trabajo favorece intervenciones con un instrumento validado para determinar los niveles de sexismo hostil y benévolo, que permitan generar acciones que promuevan la igualdad de sexo y género en ambientes escolares. Hay evidencia de que el sexismo es un constructo que genera implicaciones negativas en lo que se refiere a las relaciones de género y en la vida de las mujeres. En este sentido, los centros educativos son espacios privilegiados para analizar y generar estrategias para la transformación de creencias sexistas; pues es donde se produce la mayor parte de las relaciones sociales en la adolescencia y

donde se reproducen dinámicas de poder (Acker, 2000; Bernstein, 1998; Bourdieu & Passeron, 1998; Torres, 2005).

El ISA permite guiar las estrategias desarrolladas por los centros educativos, pues la problemática que se deriva de las relaciones de género en este ámbito favorecería comportamientos futuros asociados a discriminación, desigualdad o brechas en el mundo laboral, entre otras. Así, el instrumento puede ser de utilidad para obtener datos sobre el nivel de sexismo entre adolescentes chilenos y, fundamentar intervenciones para prevenir sus consecuencias en el desarrollo biopsicosocial (Maes et al., 2019; Mamani et al., 2020; Navarro-Pérez et al, 2019; Ramiro-Sánchez et al., 2018a). En el futuro sería relevante investigar la posible asociación entre sexismo y prevalencia de trastornos mentales en adolescentes chilenos, considerando que alcanzan cifras del 12.2% en consumo de alcohol abusivo (Encuesta Nacional de Salud 2016-2017); 53.7% en depresión, 41.1% ansiedad y 23.3% estrés, en población juvenil con tratamiento psicológico o farmacológico (9ª Encuesta Nacional de Juventud 2018); y, 16.5% con cualquier trastorno (Plan Nacional de Salud Mental 2017-2025).

Si bien la muestra se considera suficiente para los análisis desarrollados, otros estudios podrían confirmar los resultados en muestras más amplias y focalizadas por zonas geográficas específicas. También sería conveniente complementar el estudio de sexismo con otros instrumentos, como roles percibidos o educación parental para abordar más integralmente el complejo fenómeno de las relaciones de género. También como limitación, el estudio de la estabilidad temporal del instrumento requeriría de investigaciones longitudinales. En conclusión, los hallazgos sugieren que el ISA posee propiedades psicométricas adecuadas para evaluar los sexismo hostil y sexismo benévolo con tres componentes incluidos (Paternalismo Protector, Diferenciación de Género e Intimidad Heterosexual) en adolescentes chilenos.

## Financiación

Este trabajo fue financiado por el proyecto FONDECYT Regular 1191585 "Segregación de género en la elección de estudios superiores. Análisis de factores internos y externos que influyen en las trayectorias vocacionales de estudiantes secundarios/as chilenos/as".

## Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

## Referencias

- Acker, S. (2000). *Género y educación. Reflexiones sociológicas sobre mujeres, enseñanza y feminismos*. Madrid: Narcea.
- Arbach, K., Vaiman, M., Bobbio, A., & Bruera, J. (2019). Inventario de Sexismo Ambivalente: Invarianza factorial entre géneros y relación con la violencia de pareja. *Interdisciplinaria*, 36(1), 59-76. <https://doi.org/10.16888/interd.2019.36.1.5>

- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2010). Computing the strictly positive Satorra-Bentler chi-square test in Mplus. *Mplus Web Notes*, 12, 1-12. (Consultado el 13 de enero de 2021). Recuperado de <http://www.statmodel.com/examples/webnotes/SB5.pdf>
- Bentler, P., & Chou, C. (1984). Practical issues in structural modelling. *Sociological Methods and Research*, 16(1), 78-117. <https://doi.org/10.1177/0049124187016001004>
- Bernstein, B. (1998). *Pedagogía, Control Simbólico e Identidad*, Madrid: Morata.
- Bollen, K. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. New York, NY: Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118619179>
- Borgogna, N., & Aita, S. (2020). Are sexist beliefs related to mental health problems? *The Social Science Journal*, 57(1), 1-15 <https://doi.org/10.1080/03623319.2020.1809902>
- Bourdieu, P., & Passeron, J. (1998), *La Reproducción. Elementos para una Teoría de la Enseñanza*. México: Fontamara.
- Broomsma, A. (1982). Robustness of LISREL against small sample sizes in factor analysis models, En K. G. Jorekog, & H. Wold (Eds.) *Systems under indirect observation: Causality, Structure, prediction (Part i)* (pp. 149-173). North Holland: Amsterdam
- Brown, T., & Moore, M. (2012). Confirmatory Factor Analysis. En R. H. Hoyle. (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp.361-379) New York, NY: Guilford.
- Cameron, C. (1977). Sex-role attitudes. En S. Oskamp (Ed.), *Attitudes and opinions* (pp. 339-359). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Carbonell, A., & Mestre, M. (2019). Sexismo, amor romántico y desigualdad de género. Un estudio en adolescentes latinoamericanos residentes en España. *América Latina Hoy*, 83, 59-74. <https://doi.org/10.14201/alh2019835974>
- Cárdenas, M., Lay, S., González, C., Calderón, C., & Alegría, I. (2010). 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>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness of fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255. [http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Cruz, C., Zempoaltecatl, V., & Correa, E. (2005). Perfiles de sexismo en la ciudad de México: validación del cuestionario de medición del sexismo ambivalente. *Enseñanza e investigación en psicología*, 10(2), 381-395.
- Dardenne, B., Delacollette, N., Grégoire, C., & Lecocq, D. (2006). Latent structure of the French validation of the Ambivalent Sexism Inventory: Echelle de Sexisme Ambivalent. *Année psychologique*, 106(2), 235-263. <https://doi.org/10.4074/S0003503306002041>
- Elosua, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de Fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901. (Consultado el 13 de enero de 2021) Recuperado de <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8747>
- Eckes, T., & Six-Materna, I. (1999). Hostilität und Benevolenz: Eine Skala zur Erfassung des ambivalenten Sexismus. *Zeitschrift Für Sozialpsychologie*, 30, 211-228. <https://doi.org/10.1024//0044-3514.30.4.211>
- Expósito, F., Moya, M. C., & Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: medición y correlatos. *Revista de Psicología Social*, 13(2), 159-169. <https://doi.org/10.1174/021347498760350641>
- Fernández, S., Arias, W., & Alvarado, M. (2017). La escala de sexismo ambivalente en estudiantes de dos universidades de Arequipa. *Avances en Psicología*, 25(1), 85-96. <https://doi.org/10.33539/avpsicol.2017.v25n1.138>
- Ferragut, M.; Blanca, M.; Ortiz-Tallo, M., & Bendayan, R. (2017). Sexist attitudes and beliefs during adolescence: A longitudinal study of gender differences. *European Journal of Developmental Psychology* 14(1), 32-43. <https://doi.org/10.1080/17405629.2016.1144508>
- Flora, D., & Curran, P. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Formiga, N. S. (2011). Inventario do sexismo ambivalente em brasileiros: sua acurácia estrutural. *Salud & Sociedad*, 2(2), 192-201. <https://doi.org/10.22199/S07187475.2011.0002.00005>
- Freiberg, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias psicológicas*, 7(2), 151-164. <https://doi.org/10.22235/cpv7i1.1057>
- Glick, P., & Fiske, S. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating Hostile and Benevolent Sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 491-512. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.491>
- Glick, P., & Fiske, S. (2001). An Ambivalent Alliance. Hostile and Benevolent Sexism as Complementary Justifications for Gender Equality. *American Psychologist*, 56 (2), 109-118. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.2.109>
- Goh, J. X., & Tignor, S. M. (2020). Interpersonal dominance-warmth dimensions of hostile and benevolent sexism: Insights from the self and friends. *Personality and Individual Differences*, 155(1), 109753. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109753>
- Gonçalves, G., Orgambidez-Ramos, A., Giger, J. C., Santos, J., & Gomes, A. (2015). Validity evidence of the Portuguese adaptation of the Ambivalent Sexism Inventory/Evidencias de validez de la adaptación portuguesa de la Escala de Sexismo Ambivalente. *Revista de Psicología Social*, 30(1), 152-181. <https://doi.org/10.1080/02134748.2014.991518>
- Grau-Valdés, Y., Oliva-Hernández, I., Rojas-Ricardo, L., Grau-Abalo, J. A., & Martínez-Rodríguez, L. (2020). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Personalidad Resistente (versión no laboral) en la población cubana. *Terapia psicológica*, 38(2), 153-167. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082020000200153>
- Ibabe, I., Elgorriaga, E., & Arnos, A. (2017). El papel de la violencia entre progenitores en el sexismo y bienestar de los hijos e hijas. *Estudios de Psicología*, 38(1), 258-268. <https://doi.org/10.1080/02109395.2016.1268391>
- INJUV Ministerio de Desarrollo Social y Familia (2019). *9a Encuesta Nacional de Juventud 2018*. [http://www.injuv.gob.cl/storage/docs/9%C2%B0\\_Encuesta\\_Nacional\\_de\\_Juventud\\_2018.pdf](http://www.injuv.gob.cl/storage/docs/9%C2%B0_Encuesta_Nacional_de_Juventud_2018.pdf)
- Kim, H. J. (1998). Men's motivation toward women and sexual harassment. *The Korean Journal of Psychology: Women* 3, 133-147.
- Kline, P. (2000). *Handbook of Psychological Testing (2.a ed)*. Londres, Inglaterra: Routledge.
- Lemus, S., Castillo, M., Moya, M., Padilla, J., & Ryan, E. (2008). Elaboración y validación del Inventario de Sexismo Ambivalente para Adolescentes. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8(2), 537-562.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- López-Sáez, M. Á., García-Dauder, D., & Montero García-Celay, I. (2019). El sexismo como constructo en psicología: una revisión de teorías e instrumentos. *Quaderns de psicología*, 21(3), 008. <https://doi.org/10.5565/rev/psicologia.1523>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior research methods*, 38(1), 88-91. <https://doi.org/10.3758/BF03192753>



- Maes, C., Schreurs, L., van Oosten, J. M., & Vandenbosch, L. (2019). #Me too much? The role of sexualizing online media in adolescents' resistance towards the metoo-movement and acceptance of rape myths. *Journal of adolescence*, 77, 59-69. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2019.10.005>
- Maeso, M., Salamanca, A., Sánchez, S., Gil, A., Amézcuca, A., & Ayuso, N. (2015). Nivel de sexismo ambivalente en estudiantes de primer curso de Educación Secundaria Obligatoria de la ciudad de Madrid. *Journal of Feminist, Gender and Women Studies*, 2, 23-31. <https://doi.org/10.15366/jfgws>
- Malonda, E., Llorca, A., Tur-Porcar, A., Samper, P., & Mestre, M. (2018). Sexism and Aggression in Adolescence—How Do They Relate to Perceived Academic Achievement? *Sustainability*, 10(9), 3017. <https://doi.org/10.3390/su10093017>
- Mamani, V., Herrera, D., & Arias, W. (2020). Análisis comparativo de machismo sexual en estudiantes universitarios peruanos y chilenos. *Revista chilena de neuro-psiquiatría*, 58(2), 106-115. <https://doi.org/10.4067/S0717-92272020000200106>
- Ministerio de Salud (2017). Encuesta Nacional de Salud 2016-2017. Santiago. [https://www.minsal.cl/wp-content/uploads/2017/11/ENS-2016-17\\_PRI-MEROS-RESULTADOS.pdf](https://www.minsal.cl/wp-content/uploads/2017/11/ENS-2016-17_PRI-MEROS-RESULTADOS.pdf)
- Ministerio de Salud. Plan Nacional de Salud Mental 2017-2025. Gobierno de Chile
- Moya, M. (2004). Actitudes sexistas y nuevas formas de sexismo. En E. Barberá y I. Martínez Benlloch (Eds.), *Psicología y Género* (pp. 271-294). Madrid: Pearson.
- Moya, M., & Expósito, F. (2001). Nuevas formas, viejos intereses: neosexismo en varones españoles. *Psicothema*, 13(4), 643-649.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. (1998-2011). *Mplus User's Guide*. Sixth Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén
- Myers, N., Ahn, S., & Jin, Y. (2011). Sample size and power estimates for a confirmatory factor analytic model in exercise and sport: A Monte Carlo approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 82(3), 412-423. <https://doi.org/10.1080/02701367.2011.10599773>
- Navarro-Pérez, J., Carbonell, A., & Oliver, A. (2019). The effectiveness of a Psycho-educational App to reduce sexist attitudes in adolescents. *Revista de Psicodidáctica*, 24(1), 9-16. <https://doi.org/10.1016/j.psicod.2018.07.002>
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1995). *Teoría Psicométrica*. México: Mc Graw-Hill Interamericana.
- Núñez, J., Martín-Albo L., Navarro, J., & Grijalvo, F. (2006). Validación de la escala de motivación educativa (EME) en Paraguay. *Revista Interamericana de Psicología* 40(2), 185-192.
- Putnick, D., & Bornstein, M. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Ramiro-Sánchez, T., Ramiro-Sánchez, M., Bermúdez, M., & Buela-Casal, G. (2018a). Sexism in adolescent relationships: A systematic review. *Psychosocial Intervention*, 27(3), 123-132. <https://doi.org/10.5093/pi2018a19>
- Ramiro-Sánchez, T., Ramiro-Sánchez, M., Bermúdez, M., & Buela-Casal, G. (2018b). Sexism and sexual risk behavior in adolescents: Gender differences. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 18, 245-253. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2018.04.002>
- Rodríguez, Y., Lameiras, M., & Carrera, M. (2009). Validación de la versión reducida de las escalas ASI y AMI en una muestra de estudiantes españoles. *Psicogente*, 12(22), 284-85.
- Rodríguez, Y., Lameiras, M., Carrera, M., & Failde, J. (2010). Evaluación de las actitudes sexistas en estudiantes españoles/as de educación secundaria obligatoria. *Psychologia. Avances de la Disciplina*, 4(1), 11-24. <https://doi.org/10.21500/19002386.1155>
- Rojas, P., & Moreno, R. (2016). Sexismo hostil y benevolente en adolescentes. Una aproximación étnico - cultural. *Revista Iberoamericana de Educación*, 72(1), 31 - 46. <https://doi.org/10.35362/rie72126>
- Rollero, C., Glick, P., & Tartaglia, S. (2014). Psychometric properties of short versions of the Ambivalent Sexism Inventory and Ambivalence Toward Men Inventory. *TPM*, 21(2), 149-159. <https://doi.org/10.4473/TPM21.2.3>
- Rosenthal, R., Rosnow, R., & Rubin, D. B. (2000). *Contrasts and effect sizes in behavioral research: A correlational approach*. Cambridge, Inglaterra: University Press.
- Satorra, A., & Bentler, P. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. <https://doi.org/10.1007/BF02296192>
- Salomon, K., Bosson, J., El-Hout, M., Kiebel, E., Kuchynka, S., & Shepard, S. (2020). The Experiences with Ambivalent Sexism Inventory (EASI). *Basic and Applied Social Psychology*, 42(4), 235-253. <https://doi.org/10.1080/01973533.2020.1747467>
- Timmerman, M., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Torres, J. (2005). *El Currículum Oculto*, Madrid: Morata.
- Vallejo-Medina, P., Gómez-Lugo, M., Marchal-Bertrand, L., Saavedra-Roa, A., Soler, F., & Morales, A. (2017). Desarrollo de guías para adaptar cuestionarios dentro de una misma lengua en otra cultura. *Terapia Psicológica*, 35(2), 159-172. <https://doi.org/10.4067/s0718-48082017000200159>