

Validez de la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (DSA) en Castilla-La Mancha, España

Validity of the Adolescent Sexism Detection Scale in Castilla -La Mancha, Spain

Enrique Bonilla-Algovia¹, Marta Ibáñez Carrasco² y Concepción Carrasco Carpio²

¹ Departamento de Ciencias de la Educación, Facultad de Educación, Universidad de Alcalá, España

² Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Empresariales y Turismo, Universidad de Alcalá, España

El objetivo del estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes en la región de Castilla-La Mancha, España. La investigación utilizó una estrategia metodológica cuantitativa y un diseño transversal. La muestra, seleccionada mediante un muestreo bietápico en 60 centros educativos, se compuso de 1836 estudiantes de tercer y cuarto curso de educación secundaria obligatoria (50,1% mujeres y 49,9% hombres). Los resultados de los análisis factoriales exploratorios y confirmatorio reportan buenas propiedades psicométricas para una estructura de 2 dimensiones correlacionadas. Los índices de ajuste del modelo son aceptables: $\chi^2/gf = 4,17$, GFI = 0,91, IFI = 0,92, TLI = 0,91, CFI = 0,92, SRMR = 0,05, RMSEA = 0,06, AIC = 1145,07. Cada dimensión se corresponde con una de las formas del sexismo ambivalente: hostil y benévolo. Los resultados muestran coeficientes de confiabilidad adecuados, tanto en el global de la escala como en sus 2 dimensiones ($\alpha > 0,80$). Las correlaciones negativas entre la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes y la Escala de Actitudes del Alumnado hacia la Igualdad de Género confirman la validez discriminante. En consecuencia, la DSA es un instrumento válido y confiable en la población adolescente de Castilla-La Mancha.

Palabras clave: sexismo hostil, sexismo benévolo, adolescencia, actitud juvenil, validez de instrumento

The main aim of this study is to analyze the psychometric properties of the Adolescent Sexism Detection Scale in Castilla-La Mancha region, Spain. This research uses a quantitative methodological strategy and a transversal design. The sample, based on a two-stage sampling in 60 educational centers, is consists of 1840 secondary school students (50,1% women and 49,9% men). Factor analysis reports good psychometric properties for a correlated two-dimensional structure. Fit indices are acceptable: $\chi^2/gf = 4,17$, GFI = 0,91, IFI = 0,92, TLI = 0,91, CFI = 0,92, SRMR = 0,05, RMSEA = 0,06, AIC = 1145,07. These dimensions coincide with the forms of ambivalent sexism: hostile and benevolent sexism. Reliability of scale and subscales is adequate ($\alpha > 0,80$). Negative correlations between the Adolescent Sexism Detection Scale and the Students' Attitudes towards Equality Scale confirm discriminant validity. Therefore, the ASD is valid and reliable in adolescents from Castilla-La Mancha.

Keywords: hostile sexism, benevolent sexism, adolescence, youth attitude, instrument validity

El concepto de sexismo se refiere a las actitudes dirigidas hacia las personas en función de su pertenencia a los grupos organizados a partir del sexo (Bonilla-Algovia, 2021; Ferrer Pérez et al., 2006; Lameiras Fernández, 2004; Rodríguez Castro et al., 2009a), por lo que, a nivel conceptual, todas las evaluaciones que se realicen de las personas atendiendo a su categoría sexual, tanto si se refieren a hombres o a mujeres o si son positivas o negativas, pueden ser categorizadas como sexistas (Expósito et al., 1998; Rodríguez

Enrique Bonilla-Algovia  <https://orcid.org/0000-0003-1667-1880>

Marta Ibáñez Carrasco  <https://orcid.org/0000-0002-2537-0708>

Concepción Carrasco Carpio  <https://orcid.org/0000-0002-5605-4468>

Este artículo presenta resultados de la investigación realizada en el marco del convenio de colaboración suscrito entre el Instituto de la Mujer de Castilla-La Mancha y la Universidad de Alcalá para la creación de la cátedra de investigación "Isabel Muñoz Caravaca" y ha sido financiado por el proyecto CÁTEDRA 2019-002. Este trabajo se ha realizado con el apoyo de un Contrato Predoctoral de Formación de Profesorado Universitario de la Universidad de Alcalá.

La correspondencia relativa a este artículo debe ser dirigida a Marta Ibáñez Carrasco, Facultad de Ciencias Económicas, Empresariales y Turismo, Departamento de Economía, Universidad de Alcalá, Plaza de la Victoria, N° 3, 28804, Alcalá de Henares, España. Email: marta.ibanez@uah.es

Castro et al., 2010). Partiendo del supuesto de que el sexismo está enmarcado ideológicamente en el orden patriarcal, puede entenderse como el conjunto de creencias sobre los papeles sociales que se consideran adecuados para hombres y mujeres y sobre las relaciones que unos y otras deberían mantener (Glick & Fiske, 1996; Moya et al., 2006).

Las primeras aportaciones sobre sexismo lo definieron como un prejuicio hacia las mujeres, es decir, como una actitud abiertamente negativa y hostil dirigida hacia las mujeres como grupo (Allport, 1954). Sin embargo, si el sexismo estuviese compuesto exclusivamente por actitudes de hostilidad y de coerción, la mayoría de las sociedades estarían libres de actitudes sexistas en la actualidad (Esteban Ramiro & Fernández Montaña, 2017; Expósito et al., 1998; Lameiras Fernández & Rodríguez Castro, 2002). El sexismo manifiesto, tradicionalmente dirigido hacia las mujeres, que ha existido a lo largo de la historia, ha ido dando paso a otras formas de sexismo más sutiles, y en ocasiones imperceptibles, que continúan resultando dañinas y perjudiciales (Lameiras Fernández, 2004; Rodríguez Castro et al., 2009b, 2010). En otras palabras, a pesar de que las actitudes de discriminación abierta y hostil contra las mujeres suelen ser rechazadas en la mayoría de las sociedades contemporáneas, el sexismo no ha desaparecido, sino que, en realidad, se ha ido transformando hacia formas más sutiles y difíciles de identificar que coexisten con las formas tradicionales (Bonilla-Algovia & Rivas-Rivero, 2020). Por este motivo, la literatura académica ha venido diferenciando entre un viejo sexismo (tradicional) y un nuevo sexismo (moderno) (Martínez & Paterna-Bleda, 2013; Moya & Expósito, 2001; Recio et al., 2007; Swim et al., 1995; Tougas et al., 1995).

La teoría del sexismo ambivalente (Glick & Fiske, 1996) expone que, tradicionalmente, el sexismo se ha conceptualizado como un reflejo de las actitudes negativas hacia las mujeres y que, en consecuencia, no se han tenido en cuenta las actitudes subjetivamente positivas que van de la mano con la hostilidad. El sexismo, integrando ambos tipos de actitud, sería un constructo multidimensional formado por dos componentes relacionados (Glick et al., 2000; Glick & Fiske, 1996): el sexismo hostil y el sexismo benévolo. El primero de ellos coincide con el sexismo tradicional e incluye las actitudes de antipatía y hostilidad hacia las mujeres. El segundo, en cambio, recoge las actitudes sexistas que, mediante un tono afectivo positivo, presentan a las mujeres de manera estereotipada y provocan conductas categorizadas como prosociales (Glick & Fiske, 1996). Por tanto, aunque ambos componentes justifiquen el poder estructural de los hombres y la subordinación de las mujeres (Expósito et al., 1998; Rudman & Fetterolf, 2014), el sexismo benévolo podría tener un efecto incluso más pernicioso que el hostil, debido a que los sentimientos afectivos positivos que lo acompañan ocultan e invisibilizan su verdadera esencia sexista (Connelly & Heesacker, 2012; Ramiro & Fernández Montaña, 2017; Glick et al., 2000; Lameiras Fernández, 2004; Rodríguez Castro et al., 2009b, 2010).

Para identificar las nuevas formas de sexismo se han desarrollado distintas escalas e instrumentos de medida, entre los que destacan los siguientes: Escala de Sexismo Moderno (Swim et al., 1995), Escala de Neosexismo (Tougas et al., 1995), Escala de Sexismo Ambivalente (Glick & Fiske, 1996) y Cuestionario de Roles Sociales (Baber & Jenkins Tucker, 2006). Glick et al. (2000), en un estudio con más de 15000 participantes de 19 países, encontraron que las actitudes hostiles y benévolas eran componentes complementarios del sexismo en todas las culturas. En España, la Escala de Sexismo Ambivalente (Glick & Fiske, 1996) ha sido validada con una muestra de 298 estudiantes universitarios y 1110 hombres de la población general (Expósito et al., 1998) y la versión reducida de la escala, con una muestra de 1113 estudiantes de educación secundaria obligatoria (ESO) (Rodríguez Castro et al., 2009a). Más recientemente, Moya et al. (2006) validaron la Escala sobre Ideología de Género con el fin de evaluar las actitudes sexistas y las actitudes igualitarias.

La literatura académica expone que, en las etapas de transición y desarrollo, como es el caso de la adolescencia, las actitudes sexistas tienen sus propias particularidades y no se expresan igual que en la adultez (de Lemus et al., 2008; Recio et al., 2007). La adolescencia es una etapa de múltiples cambios en los ámbitos físico, emocional, social y cultural, en la que se alcanza la madurez sexual y se busca la independencia y la construcción de la propia identidad (García Suárez & Parada Rico, 2018; Merino Verdugo et al., 2010). En cuanto a la construcción del género, la adolescencia es un periodo en el que se generan altas expectativas para que chicos y chicas se adhieran a las normas y pautas de género de la sociedad en la que están inmersos (Kågesten et al., 2016; Merino Verdugo et al., 2010). En esta etapa, cristalizan los valores y actitudes que se han ido interiorizando en los procesos de socialización, fundamentalmente en las familias, centros educativos y en las relaciones con sus iguales, manifestando en muchas ocasiones una socialización diferencial entre chicos y chicas (Monreal-Gimeno & Terrón-Caro, 2015; Subirats, 2017; Yubero Jiménez & Navarro Olivas, 2010). En este sentido, con el objetivo de analizar las actitudes sexistas, pero esta vez con referencia a la población adolescente, se han construido varios

instrumentos adaptados a esta etapa, a su lenguaje, a su capacidad de abstracción y a las conductas concretas de este grupo de población, entre los que destacan, para el caso español, la Escala de Actitudes de Rol de Género (García-Cueto et al., 2015), el Inventario de Sexismo Ambivalente para Adolescentes (de Lemus et al., 2008) y la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (Recio et al., 2007). La Escala de Actitudes de Rol de Género está dirigida a jóvenes (no solo a adolescentes), mientras que el Inventario de Sexismo Ambivalente para Adolescentes, aunque sí está dirigida a adolescentes, está más centrado en indicadores cognitivos. En este trabajo se optó por usar la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (Recio et al., 2007) porque, estando diseñada para adolescentes, incluye indicadores de diversa índole que permiten medir tanto rasgos como roles.

Recio et al. (2007) pusieron de manifiesto las limitaciones de la Escala de Sexismo Ambivalente en la población adolescente y elaboraron un instrumento adaptado a las características de esta etapa: la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (DSA). El estudio fue realizado con una muestra no representativa de 245 adolescentes, con edades comprendidas entre los 14 y los 17 años, procedentes de centros educativos de Madrid y Cáceres. La DSA, también basada en la teoría del sexismo ambivalente (Glick et al., 2000; Glick & Fiske, 1996), mide planteamientos sexistas referidos a rasgos (atribución estereotipada a una persona de uno o varios rasgos por el hecho de ser hombre o mujer) y a roles (distribución estereotipada de papeles sociales en función de las capacidades atribuidas a mujeres y a hombres). Está compuesta por 26 ítems, de los cuales prácticamente la mitad mide rasgos (ítems 1, 3, 4, 6, 8, 12, 13, 15, 17, 19, 24 y 25) y el resto, roles. Estos últimos, a su vez, están diferenciados en tres categorías (Recio et al., 2007): roles sobre la atribución a las mujeres del trabajo doméstico y los cuidados (ítems 2, 5, 7, 9, 11, 21 y 22), roles sobre la atribución de la función pública a los hombres (ítems 14, 18 y 20) y, por último, roles sobre la adjudicación y legitimación de la autoridad a los hombres (ítems 10, 16, 23 y 26).

La presente investigación tuvo como objetivo hallar evidencias de validez y confiabilidad de la DSA en la población adolescente de Castilla-La Mancha, dando continuidad a la medición del sexismo en la adolescencia, pero aportando una mayor solidez de resultados, en comparación con los estudios previos, dada la representatividad de la muestra y la variedad de los análisis estadísticos realizados.

Método

Población y Muestra

En la investigación participaron 1840 estudiantes (50,1% mujeres) de tercer y cuarto curso de ESO de Castilla-La Mancha. La muestra resultó representativa a nivel de la comunidad autónoma, asumiendo un nivel de confianza del 95% y un margen de error del 2,2% para una población total de aproximadamente 40000 estudiantes matriculados en el nivel.

El método utilizado para la selección de la muestra fue bietápico (por conglomerados y estratificado). En primer lugar, se seleccionaron las unidades muestrales primarias (60 centros educativos, a través del procedimiento de muestras aleatorias complejas del programa SPSS Statistics 24), realizándose una doble estratificación con afijación proporcional por provincia (Albacete, Ciudad Real, Cuenca, Guadalajara y Toledo) y número de habitantes del municipio (núcleos rurales, menos de 2000 habitantes; núcleos semi-urbanos, entre 2000 y 9999 habitantes; y núcleos urbanos, más de 10000 habitantes). En segundo lugar, para la selección de las unidades muestrales secundarias, es decir, los y las estudiantes, los centros educativos seleccionaron 124 grupos-aula completos en relación con la heterogeneidad de la composición de dichos grupos.

La Tabla 1 recoge las características sociodemográficas de las personas que participaron en el estudio. El 91% tiene nacionalidad española y el 9% es extranjera. Las edades oscilan entre los 13 y 17 años y la edad media es 14.67 años ($DT = 0,89$). La distribución de la muestra entre tercer y cuarto curso de ESO es muy similar (3º ESO = 52,8%; 4º ESO = 47,2%).

Tabla 1
Características Sociodemográficas de la Muestra

	<i>n</i>	%	Media (DT)
<i>Sexo</i>			
Hombre	893	49,9	
Mujer	895	50,1	
<i>Provincia</i>			
Albacete	177	9,6	
Ciudad Real	516	28,0	
Cuenca	145	7,9	
Guadalajara	316	17,2	
Toledo	686	37,3	
<i>Tamaño del municipio</i>			
Rural	100	5,4	
Semi-urbano	740	40,2	
Urbano	1000	54,3	
<i>Nacionalidad</i>			
Española	1675	91,0	
Extranjera	165	9,0	
<i>Edad media</i>			14,67 (0,89)
<i>Rango de edad</i>			
13-14 años	848	46,2	
15-17 años	988	53,8	
<i>Curso escolar</i>			
3º ESO	970	52,8	
4º ESO	868	47,2	

Instrumento

Datos Sociodemográficos

Este apartado incluye información relativa al sexo, la edad, la provincia, el tamaño del municipio, la nacionalidad y el curso escolar.

Escala de Detección de Sexismo Ambivalente en Adolescentes (Recio et al., 2007)

La escala mide actitudes sexistas de tipo ambivalente en la población adolescente. Está compuesta por 26 ítems y dos dimensiones: sexismo hostil (ítems 2, 4, 5, 7, 9, 10, 12, 14, 16, 18, 19, 20, 22, 23, 25 y 26) y sexismo benévolo (ítems 1, 3, 6, 8, 11, 13, 15, 17, 21 y 24). Los ítems tienen un formato de respuesta tipo Likert de 6 puntos, indicando el grado de acuerdo o desacuerdo: 1, *totalmente en desacuerdo*; 2, *bastante en desacuerdo*; 3, *algo en desacuerdo*; 4, *algo de acuerdo*; 5, *bastante de acuerdo*; 6, *totalmente de acuerdo*. Todos los ítems van en la misma dirección: a mayor puntuación, mayor sexismo (ver los ítems en la Tabla 2). En cuanto a la confiabilidad, la validación original reportó buenos coeficientes alfa (Recio et al., 2007): DSA ($\alpha = 0,90$), sexismo hostil ($\alpha = 0,92$) y sexismo benévolo ($\alpha = 0,80$).

Escala de Actitudes del Alumnado hacia la Igualdad de Género (García Pérez et al., 2010)

La escala está compuesta por 30 ítems que miden el posicionamiento hacia la cultura de género en tres niveles de análisis: sociocultural (ej. *El fútbol es un deporte de chicos*), interactivo (ej. *Una chica no debe salir con otro chico que no sea su novio*) e individual (ej. *Prefiero que sean las mujeres las que trabajen en casa*). Los ítems tienen un formato de respuesta tipo Likert que va desde 1 (*completamente en desacuerdo*) a 5 (*completamente de acuerdo*). García Pérez et al. (2010) obtuvieron un coeficiente alfa de 0,91. En una línea similar, la confiabilidad de la escala en esta investigación es 0,92.

Procedimiento

La Consejería de Educación y el Instituto de la Mujer de Castilla-La Mancha facilitaron el acceso a los centros educativos. En primer lugar, se contactó con los equipos directivos de los centros seleccionados y se les comunicó la intención de realizar una investigación sobre actitudes hacia la igualdad y la violencia de género en la adolescencia. Hubo un segundo contacto con los centros para programar las fechas de aplicación del cuestionario. En segundo lugar, integrantes del equipo de investigación acudieron a los centros educativos en las fechas fijadas a lo largo del curso 2019/2020.

El trabajo de campo requirió de más de 30 personas, entre personal investigador y estudiantes de grado. La cumplimentación del cuestionario se realizó en horario lectivo y en las instalaciones de los centros educativos. Se hizo entrega de una Hoja de Información Participante en la que se detallaban el objetivo y las características de la investigación y los aspectos éticos. Asimismo, antes de comenzar la recogida de datos, se aclararon todas las dudas y se dieron las instrucciones oportunas.

La participación fue estrictamente voluntaria y confidencial y estuvo sujeta al asentimiento informado de los y las menores y al consentimiento informado, que fue firmado por los tutores o tutoras. La investigación, en cumplimiento con los aspectos éticos nacionales e internacionales, fue aprobada por el Comité de Ética de la Investigación de la Universidad de Alcalá (CEI/HU/2019/39).

Análisis de Datos

La base de datos se diseñó con el programa estadístico SPSS 24.0. Como estadísticos descriptivos fueron analizados la media, el error estándar, el intervalo de confianza para la media, la varianza y la desviación estándar de la DSA. La dimensionalidad se estudió mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) y un análisis factorial confirmatorio (AFC). Ambos se realizaron mediante el método de extracción de máxima verosimilitud. El AFE se realizó con el método de rotación varimax, reteniendo las saturaciones con valores absolutos por encima de 0,40. En el AFC, debido a la sensibilidad del estadístico χ^2 al tamaño muestral, se completó la evaluación del modelo con distintas medidas conjuntas de ajuste absoluto, incremental y de parsimonia. En este sentido, de acuerdo con la literatura académica (Hair Jr. et al., 1995/1999; Medrano & Muñoz-Navarro, 2017), los criterios de aceptabilidad fueron los siguientes: $\chi^2/df \leq 3$, con límites de hasta 5; índice de bondad de ajuste de Jöreskog (GFI), índice de ajuste incremental (IFI), índice de Tucker Lewis (TLI) e índice comparativo de Bentler-Bonett (CFI) $\geq 0,90$; raíz del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) $\leq 0,06$; raíz del residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR) $\leq 0,08$. El criterio de información de Akaike fue utilizado para comparar los modelos alternativos de la DSA. También se tuvieron en cuenta los pesos de regresión estandarizada y la significación de los estimadores. EL AFC se realizó con el programa estadístico AMOS SPSS 24. La confiabilidad de la DSA y las dos subescalas se calculó a través de varios índices de confiabilidad: alfa de Cronbach, correlación ítem-total corregida, coeficiente alfa si se elimina un elemento y fiabilidad compuesta. La validez discriminante se estudió mediante las correlaciones lineales de Pearson entre las actitudes sexistas y las actitudes hacia la igualdad.

Resultados

Estadísticos Descriptivos

La presencia de participantes no válidos se estudió mediante un análisis de valores perdidos. Fueron eliminados cuatro participantes que no contestaron a la escala, quedando una muestra final de 1.836 participantes. Los resultados del análisis de valores perdidos reportaron que el porcentaje de respuesta osciló entre el 98,5% en el ítem 15 y el 99,8% en los ítems 5 y 23, por lo que los ítems fueron pertinentes. Para terminar la depuración de la matriz de datos, los valores perdidos fueron reemplazados por la media de las series.

La Tabla 2 recoge los estadísticos descriptivos de los ítems que conforman la DSA. Las medias oscilaron entre 1,25 y 3,26 y las varianzas, entre 0,51 y 2,33. Las desviaciones estándar fueron próximas a la unidad y se encontraron en un rango de 0,71 a 1,53. Los errores estándar fueron bajos, concentrándose entre 0,02 y 0,03 en todos los elementos. La correlación total de elementos corregida reportó valores superiores a 0,30 en todos los ítems. Asimismo, el análisis de las correlaciones de Pearson entre los distintos elementos que componen la escala mostró, por un lado, que todos los ítems estaban asociados entre sí y, por otro lado, que todas las asociaciones eran positivas y estadísticamente significativas.

Tabla 2
Estadísticos Descriptivos de la DSA

	<i>M</i>	95% IC	<i>S</i> ²	<i>S</i> _x	<i>SE</i>	<i>R</i> _{it}	α-ítem
1. Las mujeres son, por naturaleza, más pacientes y tolerantes que los hombres.	3,26	3,19 – 3,32	2,08	1,44	0,03	0,41	0,93
2. El lugar más adecuado para la mujer es su casa con su familia.	1,78	1,73 – 1,83	1,42	1,19	0,03	0,57	0,92
3. El afecto y el cariño son más importantes para las mujeres que para los hombres.	2,47	2,40 – 2,54	2,10	1,45	0,03	0,57	0,92
4. Las mujeres son más débiles que los hombres en todos los aspectos.	1,73	1,68 – 1,79	1,36	1,17	0,03	0,57	0,92
5. Una medida positiva para acabar con el paro sería que las mujeres se quedaran en casa.	1,25	1,22 – 1,28	0,51	0,71	0,02	0,51	0,93
6. Las mujeres están mejor dotadas que los hombres para complacer a los demás (estar atentas a lo que quieren y necesitan).	2,31	2,25 – 2,38	1,95	1,40	0,03	0,65	0,92
7. Es más natural que sean las hijas y no los hijos las que se hagan cargo de los padres ancianos.	1,73	1,68 – 1,79	1,37	1,17	0,03	0,56	0,92
8. Por su mayor sensibilidad, las mujeres son más compasivas que los hombres hacia su pareja.	2,67	2,61 – 2,73	1,97	1,41	0,03	0,61	0,92
9. Atender bien la casa es obligación de la mujer.	1,32	1,28 – 1,36	0,65	0,81	0,02	0,56	0,92
10. Hay que poner a las mujeres en su lugar para que no dominen al hombre.	1,47	1,42 – 1,52	0,97	0,99	0,02	0,49	0,93
11. Nadie como las mujeres sabe criar a sus hijos.	2,36	2,29 – 2,43	2,33	1,53	0,04	0,56	0,92
12. Las mujeres son manipuladoras por naturaleza.	1,64	1,59 – 1,70	1,23	1,11	0,03	0,52	0,92
13. Las mujeres tienen mayor capacidad para perdonar los defectos de su pareja que los hombres.	2,51	2,44 – 2,57	1,99	1,41	0,03	0,56	0,92
14. El hombre debe ser la principal fuente de ingresos de su familia.	1,66	1,61 – 1,71	1,23	1,11	0,03	0,68	0,92
15. Para un hombre una mujer frágil tiene un encanto especial.	2,17	2,11 – 2,23	1,75	1,32	0,03	0,57	0,92
16. El marido es el cabeza de familia y la mujer debe respetar su autoridad.	1,42	1,38 – 1,46	0,83	0,91	0,02	0,61	0,92
17. Las mujeres poseen, por naturaleza, una sensibilidad superior a la de los hombres.	2,65	2,58 – 2,71	2,18	1,47	0,03	0,61	0,92
18. No es propio de hombres encargarse de las tareas del hogar.	1,67	1,61 – 1,72	1,33	1,15	0,03	0,54	0,92
19. Las mujeres razonan peor que los hombres.	1,54	1,50 – 1,58	0,91	0,95	0,02	0,54	0,92
20. Los hombres están más capacitados que las mujeres para lo público (por ejemplo, la política, los negocios, etc.).	1,63	1,58 – 1,68	1,30	1,14	0,03	0,62	0,92
21. Las mujeres son insustituibles en el hogar.	1,80	1,74 – 1,86	1,60	1,26	0,03	0,59	0,92
22. La mujer que trabaja fuera de casa tiene desatendida a su familia.	1,37	1,33 – 1,40	0,66	0,81	0,02	0,53	0,92
23. Los hombres deben tomar las decisiones más importantes en la vida de la pareja.	1,41	1,37 – 1,45	0,78	0,88	0,02	0,63	0,92
24. Por naturaleza, las mujeres están mejor dotadas que los hombres para soportar el sufrimiento.	2,00	1,94 – 2,06	1,82	1,35	0,03	0,46	0,93
25. Una mujer debe estar dispuesta a sacrificarse por el éxito profesional de su marido.	1,54	1,50 – 1,59	0,93	0,96	0,02	0,55	0,92
26. Un hombre debe dirigir con cariño, pero con firmeza, a su mujer.	2,20	2,13 – 2,27	2,22	1,49	0,03	0,54	0,92

Nota. *M* = media; IC 95% = 95% de intervalo de confianza para la media; *S*² = varianza; *S*_x = desviación estándar; *SE* = error estándar de la media; *R*_{it} = correlación ítem-total corregida; α-ítem = alfa si se suprime el elemento.

Análisis Factorial Exploratorio

La muestra se dividió aleatoriamente en dos submuestras de aproximadamente el 50% de los casos, con el objetivo de analizar la estructura factorial de forma secuencial, esto es, explorando la estructura factorial mediante un AFE en la primera submuestra y confirmándola mediante un AFC en la segunda submuestra (Lloret-Segura et al., 2014). La primera submuestra está formada por 919 participantes (50.8% hombres y 49.2% mujeres) y la segunda submuestra, por 917 (49% hombres y 51% mujeres).

El modelo estructural propuesto en la validación original de Recio et al. (2007) estaba compuesto por dos factores que se correspondían con las dos dimensiones del sexismo: sexismo hostil y sexismo benévolo. Por este motivo, al realizar el AFE en la primera submuestra, la extracción se fijó en dos factores. La prueba de esfericidad de Bartlett y la medida Kaiser-Meyer-Olkin constataron que las correlaciones parciales entre las variables y la matriz de correlaciones eran adecuadas ($KMO = 0,946$; Bartlett = 9665,71, $p < 0,001$). Todas las comunales, tanto las iniciales como las de la extracción, fueron superiores a 0,25. La estructura extraída en la rotación, en base a las sumas de rotación de cargas al cuadrado, explicó el 40,13% de la varianza, y la prueba de bondad de ajuste (χ^2/gl) fue 4.01. La distribución de los ítems en la matriz factorial rotada no coincidió en su totalidad con la de la versión original de Recio et al. (2007), debido a que dos ítems cambiaron de factor. El ítem 7, que mide el sexismo hostil, cargaba en la dimensión de sexismo benévolo y el ítem 21, que mide el sexismo benévolo, cargaba en la dimensión de sexismo hostil. Esta distribución es incongruente con la versión original de la DSA, por lo que se eliminaron los ítems 7 y 21 y se repitió el AFE.

Los resultados del nuevo AFE están recogidos en la Tabla 3. La medida KMO y la prueba de esfericidad de Bartlett evidenciaron la adecuación de la matriz de correlaciones ($KMO = 0,944$; Bartlett = 8855,34, $p < 0,001$). La estructura factorial rotada mostró que los 24 ítems se situaron en el factor que les correspondía según la validación original: sexismo hostil (2, 4, 5, 9, 10, 12, 14, 16, 18, 19, 20, 22, 23, 25 y 26) y sexismo benévolo (1, 3, 6, 8, 11, 13, 15, 17 y 24). Las comunales iniciales oscilaron entre 0,284 y 0,557 y las comunales de la extracción, entre 0,269 y 0,624. Las sumas de rotación de cargas al cuadrado reportaron una varianza total explicada del 40,80% y la rotación convergió en tres iteraciones.

Tabla 3*Matriz Factorial Rotada y Comunidades de los Ítems de la DSA*

	Pesos factoriales		h ² inicial	h ² extracción
	Sexismo hostil	Sexismo benévolo		
Ítem 16	0,726		0,528	0,554
Ítem 23	0,712		0,540	0,527
Ítem 9	0,680		0,470	0,478
Ítem 14	0,675		0,556	0,557
Ítem 20	0,647		0,485	0,486
Ítem 22	0,632		0,471	0,413
Ítem 5	0,581		0,419	0,355
Ítem 18	0,537		0,337	0,337
Ítem 19	0,523		0,382	0,322
Ítem 12	0,514		0,353	0,303
Ítem 25	0,505		0,335	0,321
Ítem 10	0,502		0,284	0,272
Ítem 2	0,476		0,437	0,348
Ítem 4	0,466		0,374	0,343
Ítem 26	0,460		0,299	0,280
Ítem 8		0,780	0,557	0,624
Ítem 17		0,698	0,510	0,542
Ítem 13		0,678	0,460	0,488
Ítem 1		0,627	0,368	0,395
Ítem 6		0,613	0,456	0,478
Ítem 3		0,606	0,428	0,411
Ítem 15		0,536	0,393	0,385
Ítem 11		0,455	0,321	0,304
Ítem 24		0,452	0,304	0,269

Nota. h² = comunales.

Análisis Factorial Confirmatorio

Los modelos estructurales alternativos se compararon a través de un AFC sobre la segunda submuestra. En base a los resultados del AFE, la escala planteaba dos estructuras posibles: un modelo de dos factores con 26 ítems o un modelo de dos factores con 24 ítems. El primero era el modelo de la versión original de Recio et al. (2007) y el segundo era el resultante de eliminar los ítems 7 y 21. Tal como muestra la Tabla 4, los resultados del AFC corroboraron que el modelo de 26 ítems no presentaba una bondad de ajuste aceptable en la muestra de adolescentes de Castilla-La Mancha. Por el contrario, al realizar el AFC sobre el modelo de 24 ítems, todas las medidas de calidad de ajuste presentaron coeficientes aceptables. El criterio de información de Akaike fue menor en el segundo modelo ($\Delta AIC = -425,07$), lo que indica que tiene mejor ajuste. En la misma línea, el resto de las medidas utilizadas reportaron que el modelo de 24 ítems, en comparación con el de 26 ítems, presentaba mejor ajuste: $\Delta\chi^2/gl = -0,741$, $\Delta GFI = 0,026$, $\Delta IFI = 0,028$, $\Delta TLI = 0,029$, $\Delta CFI = 0,027$, $\Delta SRMR = -0,01$, $\Delta RMSEA = -0,006$.

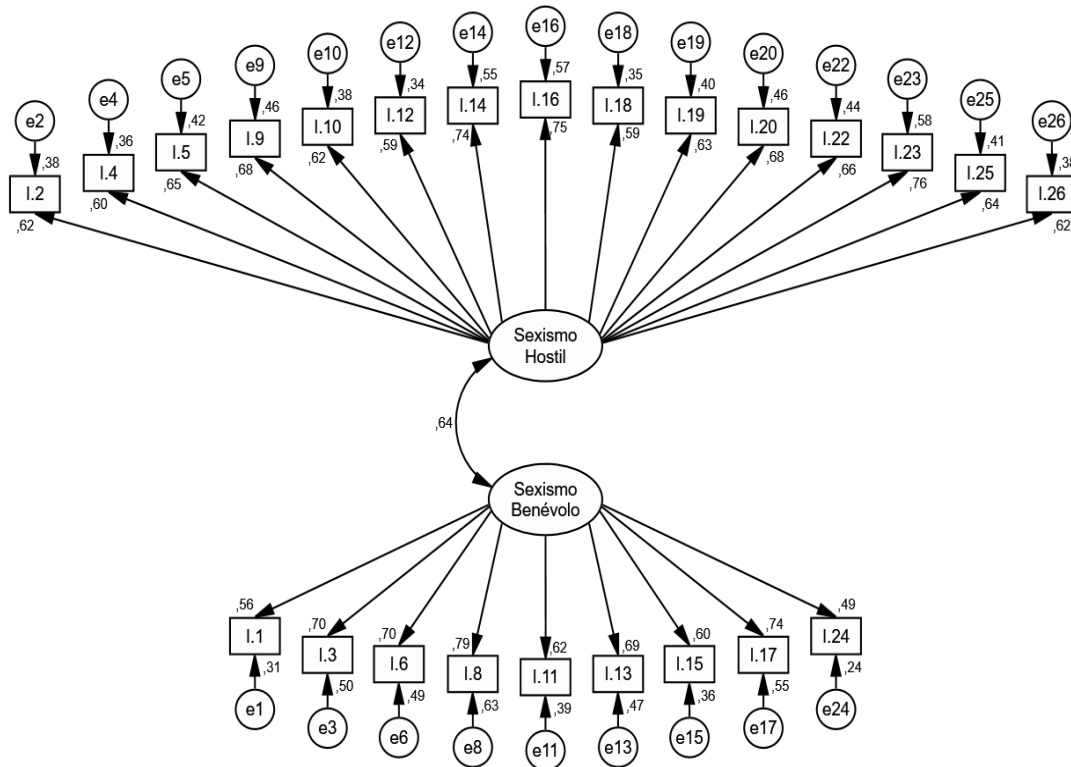
Tabla 4

Medidas de Bondad de Ajuste

Medidas de ajuste		Modelo de 26 ítems	Modelo de 24 ítems
Chi-cuadrado normada	χ^2/gl	4,913	4,172
Índice de bondad de ajuste de Jöreskog	GFI	0,886	0,912
Índice de ajuste incremental	IFI	0,890	0,918
Índice de Tucker-Lewis	TLI	0,880	0,909
Índice comparativo de Bentler-Bonett	CFI	0,890	0,917
Raíz del residuo cuadrático medio estandarizado	SRMR	0,064	0,054
Raíz del error cuadrático medio de aproximación	RMSEA	0,065	0,059
Criterio de información de Akaike	AIC	1570,136	1145,067

La estructura quedó compuesta por 24 variables observables, 26 variables no observables (dos variables latentes y 24 errores de medición) y una correlación entre los factores (véase Figura 1). Los pesos de regresión estandarizados oscilaron entre 0,59 y 0,76 en la subescala de sexismo hostil y entre 0,49 y 0,79 en la subescala de sexismo benévolo. Todos ellos fueron estadísticamente significativos ($p < 0,001$). Asimismo, las dos variables latentes correlacionaron en la dirección esperada ($r = 0,64$, $p < 0,001$). Por lo tanto, de acuerdo con los resultados obtenidos en el AFE sobre la primera submuestra y en el AFC sobre la segunda submuestra, quedó confirmado que la estructura de dos factores y 24 ítems era la que mejor se ajustaba a la población adolescente de Castilla-La Mancha.

Figura 1
Diagrama Estructural de la DSA



Consistencia Interna

El siguiente paso, tras confirmar la dimensionalidad de la escala, fue estudiar la consistencia interna. Todos los análisis a partir de este momento se realizaron de nuevo con la base de datos completa ($n = 1836$). Los resultados de los estadísticos de confiabilidad fueron adecuados. El alfa de Cronbach de la DSA fue 0,92. La confiabilidad no mejoraba con la eliminación de ningún ítem y todas las correlaciones ítem-total corregidas fueron superiores a 0,30. En cuanto a la consistencia interna por subescalas, los valores de alfa de Cronbach y de la correlación ítem-total fueron buenos, tanto en el sexismo hostil ($\alpha = 0,90$; $r_{it} > 0,30$) como en el sexismo benévolo ($\alpha = 0,87$; $r_{it} > 0,30$). Los resultados fueron reforzados con el análisis de la fiabilidad compuesta, que resultó ser adecuada en ambos constructos (CR del sexismo hostil = 0,92; CR del sexismo benévolo = 0,87), confirmando que la DSA es una escala confiable en la muestra de estudio.

Validez Discriminante

La validez discriminante fue estudiada a través de las correlaciones de Pearson entre la Escala de Actitudes del Alumnado hacia la Igualdad de Género (García Pérez et al., 2010) y las actitudes sexistas de la DSA. Como se esperaba, al tratarse de escalas que miden actitudes opuestas, los coeficientes de correlación fueron negativos y significativos, tanto con la subescala de sexismo hostil ($r = -0,79$, $p < 0,001$) como con la subescala de sexismo benévolo ($r = -0,47$, $p < 0,001$). Por otra parte, una vez confirmada la validez discriminante, se analizaron las correlaciones entre las dos subescalas de la DSA. Los resultados reportaron una asociación moderada, positiva y significativa entre el sexismo hostil y el benévolo ($r = 0,60$, $p < 0,001$), por lo que quedó patente que ambos constructos están relacionados entre sí.

Discusión y Conclusiones

La medición del sexismo, que comenzó identificando las actitudes hostiles y manifiestas hacia las mujeres, ha ido aproximándose progresivamente a las actitudes más sutiles (Bonilla-Algovia & Rivas-Rivero, 2020; Connelly & Heesacker, 2012; Lameiras Fernández & Rodríguez Castro, 2002; Rodríguez Castro et al., 2009b, 2010), hasta que la literatura, desde los años 90, ha venido diferenciando entre viejas y nuevas formas de sexismo (Expósito et al., 1998; Martínez & Paterna-Bleda, 2013; Moya & Expósito, 2001; Swim et al., 1995; Tougas et al., 1995). En este sentido, la teoría del sexismo ambivalente (Glick et al., 2000; Glick & Fiske, 1996) permite un acercamiento a las nuevas actitudes sexistas que, mediante un tono afectivo subjetivamente positivo, suelen pasar desapercibidas, perpetuando, así, la desigualdad entre hombres y mujeres. No obstante, como muestran los estudios enfocados en la adolescencia, la mayoría de los instrumentos de medición del sexismo no han sido diseñados teniendo en cuenta las particularidades de esta etapa del desarrollo (de Lemus et al., 2008; Recio et al., 2007). Por lo tanto, debido a que no existen evidencias de validez de instrumentos adaptados a la adolescencia en Castilla-La Mancha, el objetivo de esta investigación fue validar la DSA en una muestra representativa de adolescentes con el fin último de posibilitar la puesta en marcha de acciones educativas destinadas a la eliminación de las actitudes sexistas.

La estructura factorial de la DSA, de acuerdo con Lloret-Segura et al. (2014), se analizó con una técnica secuencial, dividiendo la muestra de forma aleatoria en dos submuestras y aplicando un AFE sobre la primera y un AFC sobre la segunda. Los resultados del AFE mostraron que la distribución de los ítems 21 y 7 en la matriz factorial era distinta de la obtenida en la validación original de la DSA (Recio et al., 2007). El ítem 21 (*Las mujeres son insustituibles en el hogar*) podría haber perdido la connotación de benévolo, porque entre la población joven ha cambiado la expectativa del rol social de las mujeres, es decir, el ítem podría interpretarse como hostil, porque defiende la división sexual del trabajo y supone un retroceso a los roles de género tradicionales. En cambio, el ítem 7 (*Es más natural que sean las hijas y no los hijos los que se hagan cargo de los padres ancianos*) podría percibirse como benévolo y no como hostil, porque, aunque también atribuye el trabajo doméstico a las mujeres, lo hace ensalzando el papel de las mujeres como cuidadoras. Partiendo de los resultados del AFE, las versiones de 26 y de 24 ítems fueron puestas a prueba mediante un AFC. Los resultados confirmaron que la estructura de dos factores y 24 ítems era la que mejor se ajustaba a la población adolescente de Castilla-La Mancha: sexismo hostil (15 ítems) y sexismo benévolo (9 ítems). La estructura factorial resultante era congruente con la teoría del sexismo ambivalente (Glick et al., 2000; Glick & Fiske, 1996) y con la distribución de la versión original (Recio et al., 2007). Asimismo, los pesos de regresión fueron estadísticamente significativos y las medidas de ajuste absoluto, incremental y de parsimonia del modelo fueron aceptables (Hair Jr. et al., 1995/1999; Medrano & Muñoz-Navarro, 2017).

La confiabilidad se estudió mediante el coeficiente alfa de Cronbach, la fiabilidad compuesta y el índice de homogeneidad corregido. Los resultados reportaron una confiabilidad excelente, tanto en el global de la DSA como en los componentes de sexismo hostil y benévolo (Hair Jr. et al., 1995/1999), con valores de alfa superiores a .80. En conclusión, a raíz de los resultados de los distintos análisis empleados, se concluyó que la DSA es válida y confiable para medir las actitudes sexistas hostiles y benévolas en la población adolescente de Castilla-La Mancha.

En línea con los hallazgos de otras investigaciones realizadas en España y en otros países (Bonilla-Algovia & Rivas-Rivero, 2020; Connelly & Heesacker, 2012; Expósito et al., 1998; Glick et al., 2000; Glick & Fiske, 1996), las correlaciones entre el sexismo hostil y el sexismo benévolo fueron positivas y significativas, demostrando que las actitudes sexistas más visibles y las menos visibles están relacionadas entre sí (Rudman & Fetterolf, 2014). Estos mismos resultados han sido reportados por estudios realizados con población adolescente (de Lemus et al., 2008, 2010; Lameiras Fernández & Rodríguez Castro, 2002; Recio et al., 2007; Rodríguez Castro et al., 2010), de modo que la relación entre ambas formas de sexismo parece mantenerse estable con independencia de la edad.

Los últimos desarrollos metodológicos del concepto de sexismo hacen hincapié en la necesidad del estudio de las actitudes de rol de género desde la perspectiva teórica de la igualdad de género (García-Cueto et al., 2015). En este sentido, con el objetivo de evaluar la validez discriminante de la DSA, se estudiaron las correlaciones entre las actitudes sexistas y las actitudes hacia la igualdad, medidas estas últimas a través de la Escala de Actitudes del Alumnado hacia la Igualdad de Género (García Pérez et al., 2010). La ideología sexista enfatiza los roles de género y la ideología igualitaria o feminista, en cambio, enfatiza la igualdad entre mujeres y hombres (Moya et al., 2006). En consecuencia, en la línea de los resultados obtenidos en otros

estudios (Martínez & Paterna-Bleda, 2013), las correlaciones entre ambas ideologías fueron negativas, confirmando la validez discriminante de la escala.

La DSA es una escala de evaluación de las actitudes sexistas construida y diseñada a partir de las necesidades concretas y específicas de la población adolescente (Recio et al., 2007). La ventaja que presenta la validación de esta escala es la posibilidad que se abre de ser aplicada por los agentes educativos responsables de la prevención del sexismo entre la población adolescente en Castilla-La Mancha. Además, al tratarse de una escala construida en castellano, podría ser útil para fomentar la prevención de la violencia de género en otras regiones españolas e incluso en países latinoamericanos de habla hispana.

Este estudio cuenta con algunas limitaciones que han de ser tenidas en cuenta a la hora de interpretar los resultados. En primer lugar, si bien la muestra es representativa del alumnado de tercer y cuarto curso de ESO en Castilla-La Mancha, puede haber adolescentes de la misma edad que estén cursando otro tipo de formación, como pudiera ser la formación profesional básica. Así, se desconoce si este factor formativo puede influir en los niveles de sexismo o, incluso, en la interpretación de la DSA. Por otro lado, aunque la validez discriminante de la DSA se ha confirmado por medio de las correlaciones de Pearson con la Escala de Actitudes del Alumnado hacia la Igualdad de Género, no se ha analizado la validez convergente, al no contar con otra escala similar que mida las actitudes sexistas en la misma dirección. En cuanto a la prospectiva, sería necesario e interesante potenciar futuras investigaciones para comprobar la validez y confiabilidad de la DSA en otros contextos culturales, así como en muestras de adolescentes con otras características.

Los distintos estudios realizados en España han evidenciado que la población joven y adolescente continúa presentando actitudes sexistas (de Lemus et al., 2008, 2010; Esteban Ramiro & Fernández Montaña, 2017; García-Cueto et al., 2015; Lameiras Fernández & Rodríguez Castro, 2002; Merino Verdugo et al., 2010; Recio et al., 2007; Rodríguez Castro et al., 2009a, 2010). En este sentido, en la meta por hacer desaparecer las desigualdades de género, la educación formal y la educación informal aparecen como la pieza clave. No obstante, para conseguir una igualdad real, el sistema educativo actual tiene que revisar y reformular los modelos de enseñanza, los contenidos de aprendizaje y los estilos de intervención, convirtiéndose en un agente socializador de la igualdad entre hombres y mujeres (Ylöstalo & Brunila, 2018). En conclusión, debe producirse un cambio estructural basado en un enfoque no sexista como el de la escuela coeducativa, formando individuos autónomos, defendiendo las diferencias individuales y fomentando la igualdad de género, tanto de trato como de oportunidades (Cubero et al., 2015; Yugueros García, 2015).

Referencias

- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Addison-Wesley.
- Baber, K. M. & Jenkins Tucker, C. (2006). The Social Roles Questionnaire: A new approach to measuring attitudes toward gender. *Sex Roles, 54*(7), 459-467. <https://doi.org/10.1007/s11199-006-9018-y>
- Bonilla-Algovia, E. (2021). Acceptance of ambivalent sexism in trainee teachers in Spain and Latin American countries. *Anales de Psicología, 37*(2), 253-264. <https://doi.org/10.6018/analesps.441791>
- Bonilla-Algovia, E. & Rivas-Rivero, E. (2020). Validez de la versión reducida de la Escala de Sexismo Ambivalente en El Salvador y México. *Revista Mexicana de Psicología, 37*(2), 97-103. http://comeppsi.com/images/rmp/rmp_037_02_092-103.pdf
- Connelly, K. & Heesacker, M. (2012). Why is benevolent sexism appealing?: Associations with system justification and life satisfaction. *Psychology of Women Quarterly, 36*(4), 432-443. <https://doi.org/10.1177/0361684312456369>
- Cubero, M., Santamaría, A., Rebollo, M. Á., Cubero, R., García, R. & Vega, L. (2015). Teachers negotiating discourses of gender (in) equality: The case of equal opportunities reform in Andalusia. *Gender and Education, 27*(6), 635-653. <https://doi.org/10.1080/09540253.2015.1083947>
- de Lemus, S., Castillo, M., Moya, M., Padilla, J. L. & Ryan, E. (2008). Elaboración y validación del Inventario de Sexismo Ambivalente para Adolescentes. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 8*(2), 537-562. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33712001013.pdf>
- de Lemus, S., Moya, M. & Glick, P. (2010). When contact correlates with prejudice: Adolescents' romantic relationship experience predicts greater benevolent sexism in boys and hostile sexism in girls. *Sex Roles, 63*(3), 214-225. <https://doi.org/10.1007/s11199-010-9786-2>
- Esteban Ramiro, B. & Fernández Montaña, P. (2017). ¿Actitudes sexistas en jóvenes?: exploración del sexismo ambivalente y neosexismo en población universitaria. *Femeris: Revista Multidisciplinar de Estudios de Género, 2*(2), 137-153. <https://doi.org/10.20318/femeris.2017.3762>
- 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>
- Ferrer Pérez, V. A., Bosch Fiol, E., Ramis Palmer, M. C. & Navarro Guzmán, C. (2006). Las creencias y actitudes sobre la violencia contra las mujeres en la pareja: determinantes sociodemográficos, familiares y formativos. *Anales de Psicología, 22*(2), 251-259. https://www.um.es/analesps/v22/v22_2/10-22_2.pdf
- García-Cueto, E., Rodríguez-Díaz, F. J., Bringas-Molleda, C., López-Cepero, J., Paíno-Quesada, S. & Rodríguez-Franco, L. (2015). Development of the Gender Role Attitudes Scale (GRAS) amongst young Spanish people. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 15*(1), 61-68. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2014.10.004>

- García Pérez, R., Rebollo Catalán, M. A., Buzón García, O., González-Piñal, R., Barragán Sánchez, R. & Ruíz Pinto, E. (2010). Actitudes del alumnado hacia la igualdad de género. *Revista de Investigación Educativa de la REDIECH*, 28(1), 217-232. <https://revistas.um.es/rie/article/view/98951>
- García Suárez, C. I. & Parada Rico, D. A. (2018). "Construcción de adolescencia": una concepción histórica y social inserta en las políticas públicas. *Universitas Humanística*, 85, 347-373. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.uh85.cach>
- Glick, P. & Fiske, S. T. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 491-512. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.491>
- Glick, P., Fiske, S. T., Mladinic, A., Saiz, J. L., Abrams, D., Masser, B., Adetoun, B., Osagie, J. E., Akande, A., Alao, A., Annetje, B., Willemsen, T. M., Chipeta, K., Dardenne, B., Dijksterhuis, A., Wigboldus, D., Eckes, T., Six-Materna, I., Expósito, F. ... López, W. L. (2000). Beyond prejudice as simple antipathy: Hostile and benevolent sexism across cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(5), 763-775. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.79.5.763>
- Hair Jr., J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W.C. (1999). *Análisis multivariante* (E. Prentice & D. Cano, Trad.). Prentice Hall Iberia. (Obra original publicada en 1995)
- Kågesten, A., Gibbs, S., Blum, R. W., Moreau, C., Chandra-Mouli, V., Herbert, A. & Amin, A. (2016). Understanding factors that shape gender attitudes in early adolescence globally: A mixed-methods systematic review. *PLoS ONE*, 11(6), Artículo e0157805. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0157805>
- Lameiras Fernández, M. (2004). El sexismo y sus dos caras: de la hostilidad a la ambivalencia. *Anuario de Sexología*, 8, 91-102. http://xenero.webs.uvigo.es/profesorado/maria_lameiras/sexismo_anuario.pdf
- Lameiras Fernández, M. & Rodríguez Castro, M. Y. (2002). Evaluación del sexismo moderno en adolescentes. *Revista de Psicología Social*, 17(2), 119-127. <https://doi.org/10.1174/021347402320007555>
- 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>
- Martínez, C. & Paterna-Bleda, C. (2013). Masculinity ideology and gender equality: Considering neosexism. *Annals of Psychology*, 29(2), 558-564. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.2.141311>
- Medrano, L. A. & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11(1), 219-239. <https://doi.org/10.19083/ridu.11.486>
- Merino Verdugo, E., Martínez Arias, M. R. & Díaz-Aguado Jalón, M. J. (2010). Sexismo, inteligencia emocional y adolescencia. *Psicología Educativa*, 16(1), 77-88. <https://doi.org/10.5093/ed2010v16n1a7>
- Monreal-Gimeno, M. C. & Terrón-Caro, M. T. (2015). Repercusiones de la socialización diferencial entre hombres y mujeres en las relaciones de género en el proceso migratorio. *Revista del CISEN Tramas/Maepova*, 3(1), 93-107. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6926327>
- Moya, M. & Expósito, F. (2001). Nuevas formas, nuevos intereses: neosexismo en varones españoles. *Psicothema*, 13(4), 643-649. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/7881>
- Moya, M., Expósito, F. & Padilla, J. L. (2006). Revisión de las propiedades psicométricas de las versiones larga y reducida de la Escala sobre Ideología de Género. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6(3), 709-727. <https://www.redalyc.org/pdf/337/33760312.pdf>
- Recio, P., Cuadrado, I. & Ramos, E. (2007). Propiedades psicométricas de la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (DSA). *Psicothema*, 19(3), 522-528. <https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/8563>
- Rodríguez Castro, Y., Lameiras Fernández, M. & Carrera Fernández, M. V. (2009a). Validación de la versión reducida de las escalas ASI y AMI en una muestra de estudiantes españoles. *Psicogente*, 12(22), 284-295. <http://revistas.unisimon.edu.co/index.php/psicogente/article/view/1164>
- Rodríguez Castro, Y., Lameiras Fernández, M., Carrera Fernández, M. V. & Faílde Garrido, J. M. (2009b). Aproximación conceptual al sexismo ambivalente: estado de la cuestión. *SUMMA Psicológica UST*, 6(2), 131-142. <https://doi.org/10.18774/448x.2009.6.68>
- Rodríguez Castro, Y., Lameiras Fernández, M., Carrera Fernández, M. V. & Faílde Garrido, J. M. (2010). Evaluación de las actitudes sexistas en estudiantes españoles/as de educación secundaria obligatoria. *Psicología: Avances de la Disciplina*, 4(1), 11-24. <https://doi.org/10.21500/19002386.1155>
- Rudman, L. A. & Fetterolf, J. C. (2014). How accurate are metaperceptions of sexism? Evidence for the illusion of antagonism between hostile and benevolent sexism. *Group Processes & Interpersonal Relations*, 17(3), 275-285. <https://doi.org/10.1177/1368430213517272>
- Subirats, M. (2017). *Coeducación, apuesta por la libertad*. Octaedro.
- Swim, J. K., Aikin, K. J., Hall, W. S. & Hunter, B. A. (1995). Sexism and racism: Old-fashioned and modern prejudices. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(2), 199-214. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.2.199>
- Tougas, F., Brown, R., Beaton, A. M. & Joly, S. (1995). Neosexism: Plus ça change, plus c'est pareil. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21(8), 842-849. <https://doi.org/10.1177/0146167295218007>
- Ylöstalo, H. & Brunila, K. (2018). Exploring the possibilities of gender equality pedagogy in an era of marketization. *Gender and Education*, 30(7), 917-933. <https://doi.org/10.1080/09540253.2017.1376042>
- Yubero Jiménez, S. & Navarro Olivares, R. (2010). Socialización de género. En L. V. Amador Muñoz & C. Monreal-Gimeno (Coords.), *Intervención social y género* (pp. 43-72). Narcea.
- Yugueros García, A. J. (2015). La coeducación en la escuela como modelo de socialización. *Ehquidad: Revista Internacional de Políticas de Bienestar y Trabajo Social*, 4, 61-70. <https://doi.org/10.15257/ehquidad.2015.0009>

Fecha de recepción: Enero de 2021.

Fecha de aceptación: Agosto de 2021.