

# Propiedades psicométricas de la Escala de Ideología de Género en adolescentes colombianos\*

## Psychometric Properties of the Gender Ideology Scale in Colombian Adolescents

Recibido: 19 de noviembre de 2011 | Revisado: 14 de marzo de 2012 | Aceptado: 7 de octubre de 2014

NICOLÁS CHAHÍN-PINZÓN \*\*

Universidad Cooperativa de Colombia. Sede Cali

BLANCA LIBIA BRIÑEZ \*\*\*

Universidad Cooperativa de Colombia. Sede Cali

doi: 10.11144/Javeriana.upsy14-1.ppei

Para citar este artículo: Chahín-Pinzón, N., & Briñez, B. L. (2015). Propiedades psicométricas de la Escala de Ideología de Género en adolescentes colombianos. *Universitas Psychologica*, 14(1), 81-90. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.upsy14-1.ppei>

\* Artículo original resultado de investigación

\*\* Ph. D. en Psicología. Docente investigador grupo de Estudios Disciplinarios en Psicología. Correo electrónico: nicocha@yahoo.com

\*\*\* Psicóloga Clínica. Investigadora en estudios de género e igualdad.

### RESUMEN

El propósito de este estudio fue validar la Escala de Ideología de Género (EIG) en adolescentes colombianos. La escala fue administrada a 313 participantes ( $M = 14.62$ ). El análisis factorial confirmatorio falló en la verificación de la estructura original unifactorial con 12 ítems. En el proceso tres ítems con bajas saturaciones ( $< 0.3$ ) fueron sistemáticamente eliminados, confirmándose la estructura de un factor con 9 ítems ( $RMSEA = 0.033$ ,  $NFI = 0.914$ ,  $CFI = 0.963$ ). La fiabilidad fue  $\alpha = 0.763$ . De acuerdo a los resultados, la EIG es un instrumento válido para medir la ideología de género en adolescentes.

### Palabras clave

ideología de género; sexismo; adolescencia

### ABSTRACT

The purpose of this study was to validate the Gender Ideology Scale (EIG) in the Colombian context. The EIG was administered to 313 adolescents (mean age = 14.62 years old). Confirmatory factor analysis failed to verify the original 12-item one factor model. Three items were deleted ( $< 0.3$ ) and confirmatory factor analysis results supported a 9-item one-factor structure for the scale ( $RMSEA = 0.033$ ,  $NFI = 0.914$ ,  $CFI = 0.963$ ). The reliability was  $\alpha = 0.763$ . According to the results of the study the EIG has been shown to be a valid tool for measuring gender ideology in adolescents.

### Keywords

gender ideology; sexism; adolescence

## Introducción

La ideología de género define las creencias que tanto hombres como mujeres poseen acerca de los roles y conductas en las relaciones que ambos sexos deben mantener entre sí. Posee dos extremos, el primero denominado ideología tradicional, concibe a la mujer frágil y necesitada de ayuda y la relega a roles tales como esposa, madre o ama de casa. Aquí el hombre es quien toma las decisiones, es considerado como la autoridad y está encargado de proveer y de dar protección a la mujer, reservándose para él la esfera pública y externa al hogar. El segundo, denominado ideología feminista o igualitaria, sostiene que las diferencias de género son fundamentalmente de carácter social y que los roles, tareas y funciones para hombres y mujeres en esencia son los mismos (Glick & Fiske, 1996, 2001; Moya & Expósito, 2001; Moya, Expósito, & Padilla, 2006).

Para medir el constructo de ideología de género se han creado diversos instrumentos en las últimas décadas, pero la gran mayoría provienen de la cultura anglosajona (Twenge, 1997). Uno de los más representativos en lengua española es la Escala de Ideología de Género (EIG), desarrollada a partir de la revisión de anteriores estudios (Moya, Navas, & Gómez, 1991). Inicialmente, se obtuvo una estructura bifactorial compuesta por Ideología Tradicional e Ideología Igualitaria. Posteriormente, se desarrolló una versión breve a partir solo de los ítems del factor Ideología Tradicional, en la que se eliminaron aquellos redundantes y con menor carga factorial, obteniéndose finalmente una versión reducida con 12 ítems (Moya et al., 2006). Esta última mostró una alta correlación con la versión larga, por lo que se puede considerar, según los autores, que la versión reducida que posee solo el factor de Ideología Tradicional, representa el constructo de ideología de género (Expósito, Moya, & Glick, 1998; Moya, Expósito, & Ruiz, 2000). La versión reducida, inicialmente desarrollada para adultos, ha sido también utilizada en muestras de adolescentes españoles y ha mostrado que funciona bastante bien, obteniendo indicadores adecuados en cuanto a su consistencia interna (Frese, Moya, & Megías, 2000; Lameiras, Carrera, & Rodríguez,

2009; Lameiras & Rodríguez, 2002; Macías & Moya, 2002).

En el contexto colombiano, se encontraron sólo dos investigaciones que han utilizado la EIG, en las que se aplicó la escala original española sin modificación alguna. La primera se realizó con adolescentes, pero no informó sobre la fiabilidad (Garaigordobil & Donado, 2011); la segunda fue con adultos, y se obtuvieron coeficientes muy inferiores a los reportados en muestras españolas con características similares (Lameiras et al., 2002). Por tanto, hasta la fecha no existe una versión de la escala especialmente adaptada para adolescentes. En consecuencia, el objetivo principal de este estudio fue adaptar la EIG a las características de los adolescentes colombianos, y verificar las propiedades psicométricas de la versión resultante.

## Método

### Participantes

La muestra no probabilística estuvo constituida de 303 alumnos de la ciudad de Bucaramanga que estudiaban en tres colegios. De estos dos fueron oficiales, el Centro Piloto Simón Bolívar localizado en la zona norte de la ciudad en la Comuna 3 y el Instituto INEM Custodio García Rovira, al sur de la ciudad en la Comuna 10; por su carácter de institución oficial estos institutos reciben en sus aulas alumnos de todos los niveles socioeconómicos, siendo los estratos bajo y medio-bajo los que predominan. El otro colegio, el Gimnasio Superior, era privado y situado en el centro de la ciudad en la Comuna 6; por ser una institución privada, la mayor parte de los alumnos pertenecían al estrato socioeconómico medio. Los estudiantes cursaban estudios de bachillerato entre los grados 7 al 11. Las edades estuvieron entre 12 y 17 años ( $M = 14.62$ ,  $DE = 1.39$ ), donde 168 (55.4%) eran mujeres ( $M = 14.62$ ,  $DE = 1.45$ ) y 135 (44.6%) eran hombres ( $M = 14.62$ ,  $DE = 1.31$ ). Del total de la muestra, 111 (36.6%) pertenecía a instituciones privadas y 192 (63.4%) a públicas. La distribución por rango de edades, sexo y grado se presenta en la Tabla 1.

**TABLA 1**  
*Distribución de la muestra por edad, sexo y grado*

		Edad		Grado			Total
		7	8	9	10	11	
Mujeres	12 - 14	9	16	50	4	0	79
	15 - 17	0	3	10	25	51	89
	Subtotal	9	19	60	29	51	168
Varones	12 - 14	8	15	36	4	1	64
	15 - 17	0	5	9	35	22	71
	Subtotal	8	20	45	39	23	135
Total	12 - 14	17	31	86	8	1	143
	15 - 17	0	8	19	60	73	160
	Total	17	39	105	68	74	303

Fuente: elaboración propia

### **Procedimiento**

Se llevó a cabo inicialmente una reunión con las directivas y docentes de cada colegio, para dar a conocer los objetivos y procedimientos que se iban a llevar a cabo. Una vez obtenida su aprobación, se solicitó la autorización de los padres o madres respectivos. El instrumento fue aplicado por dos psicólogos clínicos en las instalaciones de cada colegio, en grupos de 30 estudiantes. Los procedimientos llevados a cabo para el manejo de los datos, garantizaron la confidencialidad de la información obtenida. El tiempo total promedio de aplicación de la escala fue de 8 minutos.

### **Instrumento**

#### *Versión reducida de la Escala sobre Ideología de Género (EIG)*

El instrumento posee 12 ítems; las respuestas van desde 1 (*totalmente de acuerdo*) hasta 10 (*totalmente en desacuerdo*). Las puntuaciones evalúan la concepción tradicional de la ideología de género; un mayor valor indica una mejor concepción hacia la mujer y, por tanto, una concepción más progresista e igualitaria en la concepción de los roles entre hombre y mujeres. Su fiabilidad oscila entre 0.71 y 0.9 (Moya et al., 2006).

Teniendo en cuenta que la EIG fue desarrollada para el contexto español, con el fin de garan-

tizar que fuese comprensible a los adolescentes colombianos, dos psicólogos con experiencia en adaptación de cuestionarios y ocho profesores de secundaria determinaron si la redacción original de los 12 ítems se adecuaba cultural y lingüísticamente a este rango de edades. Dicho análisis llevó a cambiar solo el ítem “Considero bastante más desagradable que una mujer diga tacos y palabras malsonantes que el que los diga un hombre”, ya que las palabras “tacos” y “malsonantes” no son de uso habitual en Colombia. La redacción de este ítem, luego de varios cambios, quedó “Considero más desagradable que una mujer diga groserías a que las diga un hombre”. Los demás ítems fueron mantenidos sin cambio alguno, como se observa en la Tabla 2, ya que se consideró de manera unánime que todos eran lo suficientemente claros y comprensibles para la muestra a la que se aplicaría el instrumento.

### **Análisis de datos**

Inicialmente, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio para verificar la hipótesis del modelo de un factor con doce ítems, propuesto por Moya et al. (2006). Debido a que el modelo inicial no pudo confirmarse, se procedió, con la información del análisis factorial exploratorio, a eliminar sistemáticamente los ítems con bajas saturaciones (< 0.3), para luego verificar el nuevo modelo con análisis factorial confirmatorio. Para decidir si se aceptaba o rechaza-

**TABLA 2**  
Ítems de la EIG de la versión para adolescentes colombianos

No.	Ítems
1	<i>Aunque a algunas mujeres les guste trabajar fuera del hogar, debería ser responsabilidad última del hombre suministrar el sostén económico a su familia.*</i>
2	<i>Es natural que hombres y mujeres desempeñen diferentes tareas.</i>
3	<i>Si un niño está enfermo y ambos padres están trabajando debe ser generalmente la madre quien pida permiso en el trabajo para cuidarlo.</i>
4	<i>Es mejor que una mujer intente lograr seguridad animando a su marido en el trabajo que poniéndose delante de él con su propia carrera.</i>
5	<i>Es más importante para una mujer que para un hombre llegar virgen al matrimonio.</i>
6	<i>La relación ideal entre marido y esposa es la de interdependencia, en la cual el hombre ayuda a la mujer con su soporte económico y ella satisface sus necesidades domésticas y emocionales.</i>
7	<i>Es más apropiado que una madre y no un padre cambie los pañales del bebé.</i>
8	<i>Considero bastante más desagradable que una mujer diga tacos y palabras malsonantes que el que los diga un hombre.</i>
9	<i>Las relaciones extramatrimoniales son más condenables en la mujer.</i>
10	<i>La mujer debería reconocer que igual que hay trabajos no deseables para ellas por requerir de la fuerza física, hay otros que no lo son debido a sus características psicológicas.</i>
11	<i>Hay muchos trabajos en los cuales los hombres deberían tener preferencia sobre las mujeres a la hora de los ascensos y de la promoción.</i>
12	<i>Los hombres, en general, están mejor preparados que las mujeres para el mundo de la política.</i>

\* Nota. Los ítems escritos en cursiva conforman la escala colombiana.

Fuente: elaboración propia

ba cada modelo obtenido, se utilizaron los siguientes índices de ajuste:  $\chi^2/gl$ , RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), NFI (Normed Fit Index), CFI (Comparative Fit Index). Para los indicadores de ajuste absoluto, se consideraron adecuados valores inferiores o iguales a 3 para el  $\chi^2/gl$ , mientras que para el RMSEA se consideran aceptables valores inferiores a 0.008 y excelentes los inferiores a 0.005. En cuanto a los indicadores de ajuste relativo, se tomaron como aceptables aquellos iguales o superiores a 0.9 (Bentler, 1990; Hu & Bentler, 1999).

Una vez obtenido el nuevo modelo, se procedió a realizar los cálculos de los valores medios de la escala, para comprobar si existían diferencias significativas en los grupos de edad y sexo. Igualmente, se verificó si había algún tipo de correlación con las variables edad y curso académico. Finalmente, la consistencia interna fue calculada para el total de la muestra y para los grupos de edad y sexo, verificándose con los estadísticos de contraste si las diferencias los grupos eran significativas. Para el análisis de los datos se utilizó SPSS 18.0 y AMOS 18.0.

## Resultados

Se verificó si la adaptación para adolescentes con 12 ítems se ajustaba al modelo unifactorial propuesto Moya et al. (2006). Como se observa en la Tabla 3, el análisis factorial confirmatorio arrojó índices que informan de un inadecuado ajuste de los datos a este modelo (NFI = 0.853; CFI = 0.886; RMSEA = 0.043). Para mejorar los indicadores, se realizó un análisis factorial exploratorio con método de extracción de análisis de componentes principales, procediéndose a eliminar los ítems con bajas saturaciones (< 0.03). Sistemáticamente, se fueron eliminando uno a uno aquellos con la menor carga factorial, y se fue verificando simultáneamente el ajuste al modelo. En primer término, se eliminó el ítem 2 (“Es natural que hombres y mujeres desempeñen diferentes tareas”), y si bien el ajuste mejoró, uno de los índices de ajuste relativo continuaba siendo bajo (NFI = 0.853; CFI = 0.914; RMSEA = 0.042). Luego, se eliminó el ítem 5 (“Es más importante para una mujer que para un hombre llegar virgen al matrimonio”), pero a pesar de que mejoraron los

**TABLA 3**  
*Índices de bondad de ajuste*

N.º ítems	$\chi^2$	gl	Índices absolutos			Índices relativos	
			$\chi^2/gl$	RMSEA	IC*	NFI	CFI
12	115.53	54	2.13	0.043	0.033-0.054	0.822	0.891
11	91.63	44	2.08	0.042	0.03-0.054	0.853	0.914
10	62.62	35	1.78	0.036	0.022-0.051	0.889	0.945
9	44.59	27	1.65	0.033	0.014-0.049	0.914	0.963

\*Intervalos de confianza con un nivel de significación del 90%  
 Fuente: elaboración propia

indicadores, el NFI continuó siendo inferior de lo deseado (NFI = 0.889; CFI = 0.945; RMSEA = 0.036). Finalmente, se eliminó el ítem 8 (“Considero más desagradable que una mujer diga groserías a que las diga un hombre”), se obtuvieron indicadores de ajuste absoluto y relativo muy superiores y dentro de los parámetros considerados como aceptables, con NFI = 0.914, CFI = 0.963 y RMSEA = 0.033 (IC: 0.014-0.049), además el  $\chi^2/gl$  fue el más bajo de todos los analizados. En consecuencia, como se aprecia en la Tabla 3 el modelo con los nueve ítems restantes (después de haber eliminado los ítems 2, 5 y 8), es el que ostenta el mejor ajuste.

La Tabla 4 muestra los estadísticos descriptivos de la EIG con nueve ítems, los cuales se encuentran discriminados por sexo y rango de edad. Se observa, en la muestra total, que las mujeres puntúan más alto que los hombres, encontrándose diferencias estadísticamente significativas ( $t = 3.33, p < 0.05$ ). Lo mismo ocurre en el rango de los 12 a 14 años ( $t = 2.44, p < 0.05$ ) y en el rango de los 15 a 17 años ( $t = 2.3, p < 0.05$ ). Sin embargo, al calcular el tamaño del efecto de Cohen (1988), este presenta valores bajos, tanto para toda la muestra ( $d = 0.38$ )

como para los dos grupos de edad ( $d = 0.4, d = 0.36$ ). Considerándose, por tanto, las diferencias entre los grupos poco relevantes. Por otro lado, no se encontraron diferencias significativas al comparar los grupos de edad.

Al relacionar la EIG con los valores de las variables sociodemográficas, se encuentran correlaciones estadísticamente significativas con la edad ( $r = 0.13, p < 0.05$ ) y el grado de estudios ( $r = 0.204, p < 0.01$ ). En la comparación de las puntuaciones, se ha visto que el grupo de quienes viven solo con la madre, tienen una concepción más favorable hacia la mujer en la EIG ( $t = 2.21, p < 0.05$ ), sin embargo, el tamaño del efecto en este caso es bajo ( $d = 0.3$ ). De otro lado, los que reportan practicar algún deporte tienen puntajes inferiores ( $t = 3.52, p < 0.01$ ) con un tamaño del efecto mediano ( $d = 0.49$ ).

La consistencia interna inicial para los 12 ítems fue  $\alpha = 0.749$ , la cual fue mejorando progresivamente en la medida que se eliminaban los tres ítems. En la Tabla 5, se muestran las fiabilidades distribuidas por sexo y edad. La escala total presentó un coeficiente total de  $\alpha = 0.763$ . En cuanto a los grupos de sexo, las mujeres obtuvieron un

**TABLA 4**  
*Estadísticos descriptivos de la EIG por sexo y edad*

	Mujeres		Varones		t	Total	
	Media	DE	Media	DE		Media	DE
12 a 14 años	50.645	17.095	44.015	15.270	2.44*	47.678	16.581
15 a 17 años	54.651	18.569	48.169	16.994	2.3*	51.775	18.122
Total	52.767	17.95	46.2	16.273	3.33*	49.84	17.503

\*  $p < 0.05$ .  
 Fuente: elaboración propia

**TABLA 5**  
*Fiabilidad por rangos de edad y sexo*

	12 a 14 años	15 a 17 años	Total
Mujeres	0.757 (0.668 - 0.83)	0.786 (0.712 - 0.847)	0.775 (0.72 - 0.823)
Varones	0.693 (0.566 - 0.794)	0.761 (0.668 - 0.836)	0.734 (0.661 - 0.797)
Total	0.737 (0.668 - 0.797)	0.779 (0.723 - 827 )	0.763 (0.721 - 0.801)

Intervalos de confianza con un nivel de significación del 95% están entre paréntesis.  
 Fuente: elaboración propia

coeficiente mayor que los hombres. Al realizar la comparación en el rango de los 12 a los 14 años, nuevamente las mujeres obtuvieron una mayor fiabilidad, ocurriendo lo mismo entre los 15 y 17 años. No obstante, con el estadístico de contraste *W* de Feldt, se encontró que las diferencias no eran significativas (Feldt, 1969).

## Discusión

El propósito de este estudio ha sido determinar las propiedades psicométricas de la EIG en adolescentes colombianos. El análisis factorial confirmatorio ha mostrado que la estructura unifactorial original con 12 ítems de la versión española no ha podido replicarse en la muestra de adolescentes. Por tal motivo, se han tenido que eliminar progresivamente los ítems de bajas saturaciones para mejorar los indicadores. Lográndose finalmente un muy buen ajuste al modelo de un factor con nueve ítems para la ideología de género propuesto por Moya et al. (2006).

Con referencia a la consistencia interna, es pertinente indicar que el coeficiente obtenido con los 12 ítems iniciales fue mejorando progresivamente a medida que se eliminaban los tres ítems mencionados. Finalmente, la fiabilidad con los nueve ítems restantes fue de  $\alpha = 0.763$  para toda la muestra, indicando que esta es aceptable. Además, los coeficientes de contraste para la consistencia interna no informaron sobre diferencias estadísticamente significativas para los grupos de sexo y edad.

Al comparar la fiabilidad de esta versión colombiana con investigaciones en las que utilizaron la versión de 12 ítems en el contexto español, se encontró que lo reportado en adolescentes es cercano a lo informado en el presente estudio, y la mayoría

de ellos comparte los valores de los intervalos de confianza con lo obtenido aquí. En este sentido, Lameiras y Rodríguez (2002) reportaron coeficientes de  $\alpha = 0.82$  y  $\alpha = 0.75$  para mujeres y hombres, respectivamente. Macías y Moya (2002) informaron de  $\alpha = 0.86$  y  $\alpha = 0.83$  y Frese, Moya y Megías (2000) de  $\alpha = 0.73$  y  $\alpha = 0.79$ .

Pese a lo anterior, es conveniente señalar que en muestras no españolas el comportamiento de la consistencia interna de la EIG no ha sido tan bueno. la presente versión colombiana para adolescentes ha presentado valores iguales o superiores a los obtenidos en la única investigación reportada para Latinoamérica, que ha utilizado muestras de adultos pertenecientes a diferentes países, en la que se aplicó, sin ningún tipo de modificación, la versión original. Llama especialmente la atención el caso en la muestra de Colombia con  $\alpha = 0.71$ , muy inferior al obtenido aquí ( $\alpha = 0.763$ ). Resultados inferiores fueron informados para otros países hispanohablantes, como es el caso de Cuba con  $\alpha = 0.72$ . Ha de tenerse en cuenta que la muestra española de este estudio tuvo un  $\alpha = 0.82$  (Lameiras et al., 2002). Estos valores menores en los adultos hispanohablantes de Suramérica señalan que la escala original española pierde su fiabilidad cuando se utiliza en contextos culturales y lingüísticos diferentes. Mucho más cuando su aplicación se realiza sin ningún tipo de revisión y sin confirmar previamente la estructura factorial (Hambleton, 2005; Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013). Es por anterior que esta versión para adolescentes ha presentado unos mejores coeficientes, cuando debería haber sido lo contrario, como ocurre usualmente, donde los adultos obtienen mejores fiabilidades que los adolescentes (Chahín, 2013; Chahín, Cosi, Lorenzo-Seva,

& Vigil-Colet, 2010; Chahín-Pinzón, 2014; Chahín-Pinzón, Lorenzo-Seva, & Vigil-Colet, 2012).

Los resultados del análisis estadístico con la presente versión de la EIG han indicado que las mujeres tienen una mejor puntuación en la escala. Pero esta diferencia en la medias de sexo en los dos grupos no es suficiente, ya que el tamaño del efecto obtenido ha sido bajo. Mas, hay que tener en cuenta que un mayor puntaje en la mujeres a favor de una mejor concepción de género, igualmente fue encontrado en estudios anteriores con la EIG (Lameiras & Rodríguez, 2002; Macías & Moya, 2002). Del mismo modo, en otras investigaciones sobre género, las mujeres puntúan mejor que los varones (Chahín-Pinzón & Briñez, 2011; Lameiras, Rodríguez, & Sotelo, 2001; Glick et al., 2000; Moya, Páez, Glick, Fernández, & Poeschl, 2002; Muñoz, Martos, & Alonso, 2010; Recio, Cuadrado, & Ramos, 2007; Rodríguez & Lameiras, 2002).

Es importante señalar las correlaciones positivas de los puntajes de la EIG con las variables grado de estudios y edad. Aquí, la correlación ha sido positiva; esto permite concluir que a medida que los adolescentes aumentan en edad y en conocimientos, su concepción respecto a la igualdad de género tiende a ser más favorable. En este sentido, el factor educativo ha sido asociado con esta clase de actitudes (Yoshioka, DiNoia, & Ullah, 2000). Las creencias sexistas y de justificación de la violencia han sido negativamente relacionadas con el tiempo que los adolescentes dedican a actividades de tipo intelectual (Díaz-Aguado, 2003). Además, se ha encontrado que los varones sin formación específica tienen creencias y actitudes menos críticas hacia la violencia contra la mujer (Ferrer, Bosch, Ramis, Torres, & Navarro, 2006). De otra parte, varias investigaciones informan que los niveles de sexismo disminuyen con la edad (Lameiras & Rodríguez, 2003; Lameiras, Rodríguez, & González, 2004; McHugh & Frieze, 1997; Rodríguez, Lameiras, Carrera, & Faílde, 2010).

Aunque este estudio ha ofrecido evidencia psicométrica para la versión de la EIG con nueve ítems, ha de tenerse en cuenta que la muestra utilizada no representa a la población de adolescentes colombianos, lo que dificulta cualquier tipo de generaliza-

ción que se pretenda realizar con estos resultados. Por esto, es recomendable que en posteriores estudios se emplee una muestra estadísticamente representativa, que permita realizar las generalizaciones respectivas. Asimismo, con el objeto de determinar la validez convergente del instrumento, sería muy conveniente que en futuras investigaciones se validaran otros instrumentos que midan constructos relacionados con el sexismo, como podrían ser el Inventario de Sexismo Ambivalente para Adolescentes (De Lemus, Castillo, Moya, Padilla, & Ryan, 2008), la escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (Recio et al., 2007), el Bem Sex Role Inventory (Bem, 1974) y la escala Attitudes Toward Women Scale (Spence, Helmreich, & Stapp, 1973).

En conclusión, los resultados encontrados en esta investigación indican que la adaptación de la EIG con nueve ítems para adolescentes colombianos en la muestra estudiada ostenta adecuadas propiedades psicométricas, y puede ser un instrumento útil para evaluar la ideología de género. Ofrece a investigadores, educadores e interesados en el tema un instrumento rápido y de fácil aplicación que permite evaluar este constructo en muestras con características similares.

## Referencias

- Bem, S. L. (1974). The measurement of psychological androgyny. *Journal of Clinical and Consulting Psychology*, 42(2), 155-162.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Chahín-Pinzón, N., & Briñez, B. (2011). Frecuencia en la práctica de actividad física en la adolescencia y su relación con los niveles de agresividad, impulsividad, y el uso del internet y los videojuegos. *Psychologia: Avances en la Disciplina*, 5(1), 9-23.
- Chahín-Pinzón, N., Cosi, S., Lorenzo-Seva, U., & Vigil-Colet, A. (2010). Stability of the factorial structure of Barrat's Impulsivity Scales for children across cultures: A comparison between Spain and Colombia. *Psicothema*, 22(4), 983-989.
- Chahín-Pinzón, N., Lorenzo-Seva, U., & Vigil-Colet, A. (2012). Características psicométricas de la adaptación colombiana del Cuestionario de Agresivi-

- dad de Buss y Perry en una muestra de preadolescentes y adolescentes de Bucaramanga. *Universitas Psychologica*, 11(3), 979-988.
- Chahín, N. (2013). Adaptación de dos instrumentos para niños colombianos: la Escala Barrat de Impulsividad (BIS-11c) y el Cuestionario de Agresividad de Buss y Perry (AQ). Tesis doctoral. Universitat Rovira i Virgili.
- Chahín-Pinzón, N. (2014). Aspectos a tener en cuenta cuando se realiza una adaptación de test entre diferentes culturas. *Psychologia: Avances de la Disciplina*, 8(2), 107-110.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. New York: Erlbaum.
- De Lemus, S., Castillo, C., Moya, M., Padilla, J. P., & Ryan, E. (2008). Elaboración y validación del Inventario de Sexismo Ambivalente para Adolescentes. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8(2), 537-562.
- Díaz-Aguado, M. J. (2003). Adolescencia, sexismo y violencia de género. *Papeles del Psicólogo*, 23(84), 35-44.
- Expósito, F., Moya, M., & Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: medición y correlatos. *Revista de Psicología Social*, 13(2), 159-169.
- Feldt, L. S. (1969). A test of the hypothesis that Cronbach's alpha or Kuder-Richardson Coefficient Twenty is the same for two tests. *Psychometrika*, 34, 363-373.
- Ferrer, V., Bosch, E., Ramis, C., Torres, G., & Navarro, C. (2006). La violencia contra las mujeres en la pareja: creencias y actitudes en estudiantes universitarios/as. *Psicothema*, 18(3), 359-366.
- Frese, B., Moya, M., & Megías, J. (2000). Actitudes hacia las víctimas de agresiones sexuales y probabilidad de actuar como los agresores. En A. Ovejero, M. Moral & P. Vivas (Eds.), *Aplicaciones en psicología social* (pp. 112-117). Madrid: Biblioteca Nueva.
- Garaigordobil, M., & Donado, M. R. (2011). Sexismo, personalidad, psicopatología y actividades de tiempo libre en adolescentes colombianos: diferencias en función del nivel de desarrollo de la ciudad de residencia. *Psicología desde el Caribe*, 27, 85-111.
- 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.
- Glick, P., & Fiske, S. T. (2001). Ambivalent sexism. En M. P. Zanna (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 33, pp. 115-188). San Diego: Academic Press.
- Glick, P., Fiske, S. T., Mladinic, A., Saiz, J. L., Abrams, D., Masser, B., ... Lopez, W. (2000). Beyond prejudice as simple antipathy: Hostile and benevolent sexism across cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 5(79), 763-775.
- Glick, P., & Hilt, L. (2000). From combative children to ambivalent adults: The development of gender prejudice. En T. Eckes & M. Trautner (Eds.), *Developmental social psychology of gender* (pp. 243-272). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting tests into multiple languages and cultures. En R. K. Hambleton, P. F. Merenda & C. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). London: L.E.A.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Lameiras, M., Carrera, M. V., & Rodríguez, Y. (2009). En I. Iglesias Canle & M. Lameiras Fernández (CoordS.), *Violencia de género: perspectiva jurídica y psicossocial* (pp. 117-151), Valencia: Tirant lo Blanch.
- Lameiras, M., López, W., Rodríguez, Y., D'Ávila, M. L., Lugo, I., Salvador, C. M., ... Granejo, M. (2002). La ideología del rol sexual en países iberoamericanos. *Avances en Psicología Clínica Latinoamericana*, 20, 37-44.
- Lameiras, M., & Rodríguez, Y. (2002). Evaluación del sexismo moderno en adolescentes. *Revista de Psicología Social*, 17(2), 119-127.
- Lameiras, M., & Rodríguez, Y. (2003). Evaluación del sexismo ambivalente en estudiantes gallegos/as. *Revista de Acción Psicológica*, 2(2), 131-136.
- Lameiras, M., Rodríguez, Y., & González, M. (2004). Evolution of hostile sexism and benevolent sexism in a Spanish sample. *Social Indicators Research*, 66, 197-211.



- Lameiras, M., Rodríguez, Y., & Sotelo, M. (2001). Sexism and racism in a Spanish sample of secondary school students. *Social Indicators Research*, 54(3), 309-328.
- Macías, V., & Moya, M. (2002). Género y deporte. La influencia de variables psicosociales sobre la práctica deportiva de jóvenes de ambos sexos. *Revista de Psicología Social*, 17(2), 129-148.
- McHugh, M. C., & Frieze, I. H. (1997). The measurement of gender-role attitudes: A review and commentary. *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 1-16.
- Moya, M., & Expósito, F. (2001). Nuevas formas, viejos intereses. Neosexismo en varones españoles. *Psicothema*, 13(4), 668-674.
- 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.
- Moya, M., Expósito, F., & Ruiz, J. (2000). Close relationships, gender, and career salience. *Sex Roles*, 42(9-10), 825-846.
- Moya, M., Navas, M., & Gómez, C. (1991). Escala sobre la Ideología del Rol Sexual. *Libro de Comunicaciones del III Congreso Nacional de Psicología Social* (Vol. 1, pp. 554-566). Santiago de Compostela.
- Moya, M., Páez, D., Glick, P., Fernández, I., & Poeschl, G. (2002). Masculinidad-feminidad y factores culturales. *Revista Española de Motivación y Emoción*, 3, 127-142.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de test (2.a ed.). *Psicothema*, 25(2), 151-157.
- Muñoz, C., Martos, M. J., & Alonso, E. (2010). ¿Manifiesta actitudes sexistas el alumnado de enseñanza secundaria? *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 8(2), 541-560.
- Recio, P., Cuadrado, M. I., & Ramos, E. (2007). Propiedades psicométricas de la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (DSA). *Psicothema*, 3(19), 522-528.
- Rodríguez, Y., & Lameiras, M. (2002). Análisis de la evolución del nivel de sexismo ambivalente hacia mujeres y hombres en una muestra gallega. *Encuentros en Psicología Social*, 1(1), 191-194.
- Rodríguez, Y., Lameiras, M., Carrera, M. V., & Faílde, M. J. (2010). Evaluación de las actitudes sexistas en estudiantes españoles/as de educación secundaria obligatoria. *Psychologia: Avances en la Disciplina*, 4(1), 11-12.
- Spence, J. T., Helmreich, R., & Stapp, J. (1973). A short version of the Attitudes Toward Women Scale (AWS). *Bulletin of Psychonomic Society*, 2(4), 219-220.
- Twenge, J. M. (1997). Attitudes toward women, 1970-1995. *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 35-51.
- Yoshioka, M. R., DiNoia, J., & Ullah, K. (2000). Attitudes toward marital violence. *Violence against Women*, 7(8), 900-926.