

Investigación empírica y análisis teórico

**Propiedades métricas de la Escala de Autoritarismo de Ala Derecha en estudiantes de medicina mexicanos****Metric Properties of the Right-Wing Authoritarianism Scale among Mexican Medical Students**Moral de la Rubia, José<sup>1\*</sup> y Valle de la O, Adrián<sup>2</sup>**Resumen:**

Esta investigación tiene como objetivos comprobar la consistencia interna, validez estructural y validez concurrente de la Escala de Autoritarismo de Ala Derecha (RWA-12) y describir su distribución. La RWA-12, la Escala de Actitud hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales, la Escala de Actitud hacia Personas que Viven con VIH/SIDA (PVVS) y el Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder fueron aplicados a una muestra no probabilística de estudiantes de medicina de Monterrey, México. Tras eliminar cuatro casos por datos incompletos, se analizó una muestra de 198 participantes. No se validó el modelo trifactorial. La escala fue reducida a seis ítems (RWA-6) y mostró una estructura unifactorial con buen ajuste a los datos. Su consistencia interna fue buena y su distribución asimétrica positiva. Su promedio mostró un posicionamiento liberal. Su fuerza de asociación fue media con actitud hacia personas homosexuales y pequeña con actitud hacia PVVS. Ambas correlaciones fueron sustantivas tras controlar la deseabilidad social. Se concluye que RWA-6 es una escala unidimensional, confiable y válida para medir autoritarismo como un rasgo de sumisión y conformismo.

**Palabras Clave:** *Autoritarismo, psicometría, actitud, estudiantes de medicina, México.*

**Abstract:**

The objectives of this research were to test the internal consistency, structural validity and concurrent validity of the Right Authoritarianism Scale (RWA-12) and to describe its distribution. The RWA-12, the Scale of Attitude towards Lesbians and Gay Men, the Scale of Attitude towards People Living with HIV/AIDS (PLWHA), and the Balanced Inventory of Desirable Responding were applied to a non-probability sample of medical students from Monterrey, Mexico. After eliminating four cases due to missing data, a sample of 198 participants was analyzed. The three-factor model was invalidated. The scale was reduced to six items (RWA-6) and it showed a unifactorial structure with a close data fit. Its internal consistency reliability was good. Its distribution had a positive skew. Its average showed a liberal position. Its strength of association was medium with attitude towards homosexual people and small with attitude towards PLWHA. Both correlations were substantial after controlling for social desirability. It is concluded that RWA-6 is unidimensional, reliable and valid to assess authoritarianism as a submission-and-conformism trait.

**Keywords:** *Authoritarianism, psychometrics, attitude, medical students, Mexico.*

<sup>1</sup>Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo

<sup>2</sup> Departamento de Ciencias Básicas de la Escuela de Medicina y Ciencias de la Salud, Tecnológico de Monterrey

\*Correspondencia: jose\_moral@hotmail.com

El autoritarismo entendido como un extremismo político que justifica la exclusión y ataque a los grupos minoritarios y las formas de disidencia de la ideología tradicional dominante atenta contra los derechos de las personas (Conway, Houck, Gornick, & Repke, 2018). Víctimas propiciatorias de los grupos autoritarios suelen ser las minorías étnicas (Van Assche, Roets, Dhont, & Van Hiel, 2016), sexuales (Crawford, Brandt, Inbar, & Mallinas, 2016) y de salud (Darlington & Hutson, 2017; Rickles, Furtek, Malladi, Ng, & Zhou, 2016).

Al considerarse como una meta lograr una atención clínica que no discrimine ni estigmatice a ningún grupo social, incluidas PVVS, personas no heterosexuales y personas transgénero, evaluar este factor de riesgo es importante. En caso de que el nivel de autoritarismo y el porcentaje de personas autoritarias sean altos, ya sea en personal sanitario o jóvenes en formación, la implementación de intervenciones psicosociales que promuevan actitudes democráticas y posicionamientos menos extremistas sería deseable. Ejemplos de tales intervenciones podrían ser dinámicas de grupo y talleres de sensibilización empática (Levin et al., 2016). La medición del autoritarismo requiere de un instrumento con buenas propiedades de confiabilidad y validez. Al existir un instrumento muy usado en diversos países con buenas propiedades métricas, este estudio se centra en su validación entre estudiantes de medicina, sin abordar aspectos de intervención.

### **Medición del autoritarismo a través de Escala de Autoritarismo de Ala Derecha**

Se puede definir autoritarismo como un conjunto de principios e ideales que comparten varias ideologías, como son la sumisión a la autoridad y al interés grupal en detrimento de la participación democrática, la libertad y el

individuo; justificación de la violencia para la imposición del orden y defenderse contra quienes lo alteran o cuestionan, como inmigrantes y minorías sociales; así como la exaltación del nacionalismo, acudiendo a mitos de purificación y misión étnica o nacional (Quirós y Sibaja, 2017).

El autoritarismo de ala derecha defiende la primacía de la nación, la propiedad privada, la familia y los valores religiosos tradicionales. Su posicionamiento es de rechazo hacia las minorías sexuales y las personas que puedan representar una amenaza para la salud pública por portar enfermedades transmisibles (Burgess et al., 2019), de ahí que sea un predictor de actitud de rechazo hacia PVVS (Darlington & Hutson, 2017; Rickles et al., 2016) y hacia personas no heterosexuales (Crawford et al., 2016).

Los antecedentes de la medición del autoritarismo están en la escala de Adorno, Frankel-Brinswiik, Levinson y Samford (1950) para evaluar la personalidad autoritaria. Esta se caracteriza por el apoyo a los valores convencionales, sumisión autoritaria, agresión autoritaria, estereotipia y rigidez en su pensamiento, dureza emocional, cinismo, falta de empatía, falta de introspección, tendencia a manejar los conflictos intrapsíquicos por proyección e inhibición sexual (Saunders & Ngo, 2017).

En Canadá, Altemeyer (1981, 1996) desarrolló un instrumento para medir el concepto del autoritarismo desde una estructura de tres factores correlacionados: sumisión autoritaria, agresión autoritaria y convencionalismo. El instrumento, denominado Escala de Autoritarismo de Ala Derecha (Right-Wing Authoritarianism [RWA] por sus siglas en inglés), quedó constituido por 30 ítems con una consistencia interna buena ( $\alpha = .88$ ). Esta escala ha tenido éxito en el ámbito de la investigación al ser usada en un gran número de

estudios y obtenerse valores de consistencia interna de aceptables a excelentes (Saunders & Ngo, 2017; Rubinstein, 1996), así como confiabilidad test-retest con una correlación de .95 en un intervalo de una semana y de .85 en un intervalo de 28 semanas (Altemeyer, 1988; Knight, 1999).

En Suiza, Zakrisson (2005) desarrolló una versión abreviada de 15 ítems de la escala de Altemeyer (1996). Cárdenas y Parra (2010) adaptaron esta versión abreviada a Chile. Quedó conformada por 12 ítems (RWA-12) y se conservó los tres factores originariamente definido por Altemeyer (1981). Los investigadores chilenos en su adaptación acortaron la longitud excesiva de algunos ítems y suavizaron el tono tan radical en otros para hacerlos más acordes al contexto cultural latino.

Al contrastar la validez estructural de la RWA-12, Cárdenas y Parra (2010) especificaron dos modelos (de un factor y tres factores correlacionados) e hicieron la estimación de parámetros por Máxima Verosimilitud. La bondad de ajuste del modelo de tres factores se rechazó por dos índices absolutos ( $\chi^2[51] = 169.03$ ,  $p < .001$  y  $\chi^2/gl = 3.31$ ), pero fue buena por los tres índices incrementales (CFI = .98, NFI = .97 y RFI = .96) y aceptable por el otro índice absoluto (RMSEA = .08, IC 90% [.07, .09]) y mejoró significativamente en comparación con el modelo de un factor ( $\Delta\chi^2[3] = 54.64$ ,  $p < .001$ ,  $\Delta\chi^2/\Delta gl = 18.21$ ,  $\Delta CFI = .01$  y  $\Delta RFI = .01$ ), por lo que los autores chilenos concluyeron que se sostuvo empíricamente el modelo trifactorial de Altemeyer (1981, 1996).

### Planteamiento de la investigación

Para evaluar autoritarismo se cuenta con una medida confiable y con validez de constructo, como es la RWA de Altemeyer (1981). La escala está traducida al español y adaptada al contexto latinoamericano por Cárdenas y Pa-

rra (2010), dando lugar a la RWA-12. No obstante, esta versión abreviada no se ha validado en México, ni se ha aplicado a la medición del autoritarismo en el contexto sanitario.

Esta investigación tiene como objetivos verificar la confiabilidad de consistencia interna de RWA-12, contrastar su modelo trifactorial, describir su distribución, estimar su promedio y comprobar su validez concurrente con relación a la actitud hacia personas homosexuales y PVVS en una muestra de estudiantes de medicina mexicanos de una universidad privada.

La confiabilidad hace referencia a la capacidad del test para medir el constructo con un error mínimo. Si la proporción de varianza medida sin error se estima a través de la covarianza o correlación entre los ítems (coeficientes  $\alpha$ ) o peso de medida de los ítems (coeficiente  $\omega$ ) en un diseño transversal se habla de consistencia interna (Viladrich, Angulo-Brunet, & Doval, 2017). Se entiende por validez concurrente o simultánea la comprobación de la correlación entre un nuevo test con otro ya validado previamente que mide un constructo relacionado (criterio). El concepto de validez concurrente engloba tanto la validez divergente (relación lineal inversa con el criterio) como la convergente (relación lineal directa con el criterio) en un diseño transversal y se puede incluir en el concepto de validez de constructo (comprobación de las relaciones internas o estructurales y externas desde la definición del constructo). Tipos de validez no concurrente son la validez de pronóstico o predictiva y validez retrospectiva (Lin & Yao, 2014).

En relación con los objetivos enunciados se espera una confiabilidad de consistencia interna buena para la escala y de aceptable a buena para sus factores y buen ajuste del modelo de tres factores correlacionados, como en estudios previos (Altemeyer, 1981;

Cárdenas y Parra, 2010; Orellana, 2018a; Zakrisson, 2005); distribución con cola larga hacia el polo autoritario, al ser estos posicionamientos minoritarios en sociedades democráticas estables (Lamprianou & Ellinas, 2017); así como correlación de alta a media con la escala de actitud hacia las personas no heterosexuales y de media a baja con la escala de actitud hacia PVVS, al estar la primera actitud más claramente asociada a los discursos y valores autoritarios de ala derecha (Etchezahar, Ungaretti y Costa, 2015; Minkenberg, 2018).

### Método

#### Diseño

En esta investigación de tipo instrumental, se usó un diseño ex post facto de corte transversal (Hernández-Sampieri, Fernández-Collado y Baptista-Lucio, 2014).

#### Participantes

El criterio de inclusión fue ser estudiante de medicina. El criterio de exclusión fue no conceder el consentimiento informado. A través de un procedimiento de muestreo no probabilístico se reclutó una muestra incidental de 202 participantes voluntarios de segundo y tercer año de la carrera de medicina de una universidad privada de Monterrey, México. Todos los alumnos a los que se les invitó a formar parte de la investigación dieron su consentimiento informado. No se usó ningún método de sustitución de los valores perdidos. Se eliminaron cuatro casos debido a datos incompletos en la escala analizada. La aplicación del cuestionario fue colectiva en salones de clase. La colecta de los datos fue realizada entre los meses de agosto a diciembre de 2017.

Al determinar el tamaño muestral, se pretendió alcanzar los 200 participantes recomendados para análisis factorial confirmatorio y al menos cinco participantes por pará-

metro a estimar (Kline, 2016). En el modelo de tres factores correlacionados con los 12 ítems de la RWA-12, el número de parámetros a estimar fue 27, con lo que hubo más de siete participantes por parámetro en la muestra analizada de 198 estudiantes. En esta muestra, 51.1% fueron mujeres y 48.9% hombres. El porcentaje de ambos sexos fue estadísticamente equivalente (prueba binomial:  $p = .828$ ). Todos ellos dijeron ser solteros. La media de la edad fue 19.81 con una desviación estándar de 1.16 y un rango de 9 (entre 17 y 26). Las edades se concentraron en los valores de 20 (44.7%) y 19 (26.6%), ya que eran alumnos de segundo (67.7%) y tercer año de licenciatura (32.3%). El 79% indicó ser cristiano católico, 8% cristiano no católico, 10.5% ateo o agnóstico, 1.5% creyente sin religión definida y 1% budista. El 48.7% señaló ser sexualmente activo. Con respecto a la orientación sexual autodefinida, 94.9% indicaron ser heterosexuales, 3.6% bisexuales y 1.5% homosexuales.

#### Instrumentos

Se aplicó un cuestionario de autorreporte. Este iniciaba con preguntas cerradas sobre información sociodemográfica (sexo, edad, estado civil y religión) y de sexualidad (orientación sexual autodefinida e inicio de vida sexual activa). Seguían cuatro escalas, una de autoritarismo, dos de actitud y una de deseabilidad social.

Las escalas de autoritarismo y actitud estaban conformadas por ítems con un formato de respuesta cerrado con cinco categorías ordenadas. Se usaron los valores 1-3-5-7-9 en lugar de 1-2-3-4-5 para puntuar las cinco categorías de respuesta a los ítems, al constituir una transformación lineal admisible que puede facilitar el ajuste a la normalidad (Bishop & Herron, 2015). La puntuación en cada escala se obtuvo sumando los valores de los ítems (puntuados en sentido autoritario en RWA-

12, de rechazo en las dos escalas de actitud y deseabilidad social) y dividiendo por el número de ítems sumados. En el caso de la escala de autoritarismo y las dos escalas de actitud, el rango varía en un intervalo continuo de 1 a 9. Las puntuaciones en las escalas se interpretaron en términos absolutos. Se dividió el rango potencial de la escala ( $R = 9 - 1 = 8$ ) en cinco intervalos continuos con la misma amplitud ( $a = 8 / 5 = 1.6$ ) para establecer la correspondencia con las cinco categorías ordenadas de respuesta y, de este modo, usar el contenido de sus etiquetas de respuesta. Puntuaciones menores que 4.2, que incluyen los intervalos [1, 2.6) y [2.6, 4.2), muestran desacuerdo con las afirmaciones autoritarias o de rechazo (posicionamiento liberal o actitud de aceptación), entre 4.2 y 5.79 reflejan un posicionamiento ambiguo (“ni de acuerdo ni en desacuerdo”) y puntuaciones mayores o iguales que 5.8, que abarcan los intervalos [5.8, 7.4) y [7.4, 9], indican acuerdo con las afirmaciones autoritarias o de rechazo (posicionamiento autoritario o actitud de rechazo).

Escala de Autoritarismo de Derechas (RWA-12; Cárdenas y Parra, 2010). Se aplicó la versión de 12 ítems (RWA-12) de Cárdenas y Parra (2010) más un ítem adicional. El ítem añadido fue extraído del estudio sobre la homonegatividad en el ejército de Herek (1996): ítem 13 “a una persona abiertamente homosexual se le debería permitir dar servicio en el ejército”. La forma de puntuar los ítems y la escala se encuentra en la Figura 1. En el estudio de Cárdenas y Parra (2010), la RWA-12 presentó una estructura de tres factores: agresión autoritaria (ítems 3, 5, 9, 11 y 12), sumisión autoritaria (ítems 1, 2, 4 y 6) y convencionalismo (ítems 7, 8 y 10). La consistencia interna global fue aceptable ( $\alpha = .72$ ), pero no se reportó la de los factores. El ítem 13 por su contenido sería afín al factor de convencionalismo.

Escala de Actitud hacia Lesbianas y Hombres Homosexuales (ATLG). Fue creada por Herek (1984) y adaptada en México por Moral-de la Rubia y Valle-de la O (2011). Consta de 20 ítems con una escala de respuesta tipo Likert de cinco puntos en la que los ítems se puntúan de 1 a 9. Mayor puntuación refleja una actitud de mayor rechazo hacia las personas homosexuales. Moral-de la Rubia y Valle-de la O (2011) reportaron una consistencia interna global excelente ( $\alpha = .94$ ) y una estructura de tres factores correlacionados: rechazo hacia lesbianas (ATL) con 10 ítems (de L1 a L10) con una consistencia interna excelente ( $\alpha = .91$ ), rechazo abierto hacia hombres homosexuales (ATG-A) con cinco ítems (G2, G3, G4, G6 y G10) con una consistencia interna buena ( $\alpha = .85$ ), y rechazo sutil hacia hombres homosexuales (ATG-S) con cinco ítems (G1, G5, G7, G8 y G9) con una consistencia interna aceptable ( $\alpha = .78$ ). El ajuste del modelo de tres factores correlacionados por mínimos cuadrados generalizados desde la matriz de varianzas y covarianzas fue aceptable:  $\chi^2/gl = 2.11$ , GFI = .901, AGFI = .876, RMSEA = .056 y SRMR = .068 (Moral-de la Rubia y Valle-de la O, 2011).

En la presente muestra, la consistencia interna de los 20 ítems de la ATLG fue excelente ( $\lambda^2$  de Guttman = .92,  $\omega$  ordinal = .95 y H ordinal = .96) y la de los factores varió de excelente a aceptable ( $\lambda^2$  de Guttman = .82,  $\omega$  ordinal = 0.85 y H ordinal = 0.96 para rechazo sutil hacia hombres homosexuales;  $\lambda^2$  de Guttman = .78,  $\omega$  ordinal = 0.85 y H ordinal = 0.88 para rechazo abierto hacia hombres homosexuales;  $\lambda^2$  de Guttman = .86,  $\omega$  ordinal = 0.91 y H ordinal = 0.92 para rechazo hacia lesbianas. El ajuste del modelo de tres factores correlacionados por mínimos cuadrados simples desde la matriz de correlación policórica fue bueno:  $\chi^2/gl = 172.11/167 = 1.03$ , GFI = .978, AGFI = .973, CFI = .999, SRMR = .074 y RMSEA = .014, IC al 95% (0, .045).

En este estudio, sólo se usó la puntuación total de la ATLG.

Escala de Actitud hacia Personas que Viven con VIH/SIDA de seis ítems (EA-PVVS-6; Moral-de la Rubia y Valle-de la O, en prensa). Consta de seis ítems con un formato de respuesta cerrado con cinco categorías ordenadas. Una mayor puntuación en la escala refleja una actitud de mayor rechazo. Resulta de la adaptación mexicana de la escala de Neumann, Hülsenbeck y Seibt (2004) tras eliminar el ítem 2 por falta de confiabilidad. Presentó una consistencia interna aceptable ( $\omega$  ordinal = .78) y una estructura de un factor con buen ajuste a los datos por máxima verosimilitud desde la matriz de correlación policórica:  $\chi^2[8, N = 199] = 11.29, p = .186, \chi^2/gl = 1.41, p$  de Bollen y Stine = .187, GFI = .981, AGFI = .951, NFI = .957, CFI = .987, RMSEA = .046 y SRMR = .035 (Moral-de la Rubia y Valle-de la O, en prensa). En la presente muestra, la consistencia interna de la EA-PVVS-6 también fue aceptable ( $\lambda^2$  de Guttman = .71,  $\omega$  ordinal = .71 y H ordinal = .72). El ajuste del modelo de un factor por mínimos cuadrados simples desde la matriz de correlación policórica fue bueno:  $\chi^2/gl = 7.41/9 = 0.82, GFI = .991, AGFI = .980, CFI = 1, SRMR = .042$  y RMSEA = 0.

Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder (BIDR; Paulhus, 1998). Desde los resultados de la adaptación de Moral-de la Rubia, García-Cadena y Antona-Casas (2012) en México, se redujo el inventario a sus 20 ítems directos. La escala de respuesta de los ítems es tipo Likert con siete categorías ordenadas a las que se asignan valores en un rango de 1 (“nada de acuerdo”) a 7 (“totalmente de acuerdo”). Las puntuaciones en el inventario y sus dos factores se obtienen por la suma simple de las puntuaciones en los ítems. Mayor puntuación refleja una mayor tendencia a inflar el autorreporte en un

sentido socialmente deseable. A sus 20 ítems subyace una estructura de dos factores correlacionados. Un factor es autoengaño con 10 indicadores (ítems del 1 al 10), su consistencia interna fue aceptable ( $\alpha = .76$ ) y evalúa la tendencia a minusvalorar los propios defectos. El otro factor es manejo de la impresión con 10 indicadores (ítems del 11 al 20), su consistencia interna también fue aceptable ( $\alpha = .71$ ) y evalúa la tendencia a sobrevalorar las cualidades propias. La consistencia interna de los 20 ítems directos fue aceptable ( $\alpha = .77$ ). El ajuste del modelo de dos factores correlacionados por mínimos cuadrados generalizados desde la matriz de varianzas y covarianzas fue bueno:  $\chi^2/gl = 1.74, GFI = .953, AGFI = .941, RMSEA = .034$  y SRMR = .048 (Moral-de la Rubia et al., 2012).

En la presente muestra, el BIDR reducido a sus 20 ítems directos tuvo una consistencia interna aceptable por el coeficiente lambda 2 de Guttman ( $\lambda^2 = .78$ ) y buena por los coeficientes basados en los pesos de medida de un modelo de un factor estimado por mínimos cuadrados simples desde la matriz de correlación policórica ( $\omega$  ordinal = .80 y H ordinal = .83). Los 10 ítems de autoengaño mostraron una consistencia interna cuestionable por el coeficiente de Guttman ( $\lambda^2 = .67$ ), pero aceptable por los coeficientes basados en los pesos de medida del factor en un modelo de dos factores correlacionados estimado por mínimos cuadrados simples desde la matriz de correlación policórica ( $\omega$  ordinal = .70 y H ordinal = .76). Los 10 ítems de manejo de la impresión tuvieron una consistencia interna aceptable por el coeficiente de Guttman ( $\lambda^2 = .74$ ) y el coeficiente de McDonald ( $\omega$  ordinal = .76) y fue buena por el coeficiente de Hancock y Müller (H ordinal = .81). El ajuste del modelo de dos factores correlacionados fue aceptable al ser estimado por mínimos cuadrados simples desde la matriz de correla

Señale con una X qué tanto está de acuerdo con las siguientes afirmaciones							
TD	D	nAnD	A	TA			
Totalmente en Desacuerdo	En Desacuerdo	Ni de Acuerdo ni en Desacuerdo	De Acuerdo	Totalmente de Acuerdo			
Afirmaciones			¿Qué tanto está de acuerdo?				
			TD	D	nAnD	A	TA
1 Nuestra sociedad necesita líderes fuertes que puedan erradicar el extremismo y la inmoralidad que prevalecen actualmente.			1	3	5	7	9
2 Nuestra sociedad necesita libres pensadores que tengan la valentía para confrontar los convencionalismos, incluso si esto molestase a muchas personas.			9	7	5	3	1
3 Las tradiciones y valores antiguos aún nos indican la mejor forma de vivir.			1	3	5	7	9
4 Nuestra sociedad sería mejor si mostráramos tolerancia y comprensión por las ideas y valores diferentes (no convencionales).			9	7	5	3	1
5. Las leyes que castigan el aborto y la pornografía y que contribuyen a proteger el matrimonio deben ser estrictamente acatadas y las transgresiones deben castigarse severamente.			1	3	5	7	9
6. La sociedad necesita mostrar una mayor apertura hacia las personas que piensan por sí mismas y diferente de las autoridades, más que apoyar el que dichas autoridades decidan por nosotros.			9	7	5	3	1
7. Muchas personas desafían al Estado, critican a la Iglesia e ignoran las formas normales de vida, sin que por ello dejen de ser buenas.			9	7	5	3	1
8. Nuestros antepasados deben ser admirados y respetados por su contribución a la construcción de nuestra sociedad, sobre todo en esta época en que existen fuerzas que tratan de destruirla.			1	3	5	7	9
9. Hay muchas personas radicales o inmorales que tratan de echar a perder las cosas; por lo que la sociedad debe frenarlos.			1	3	5	7	9
10. En defensa de la libertad de expresión, deberíamos permitir la publicación de literatura que incluso podemos considerar mala o contraria a nuestras ideas.			9	7	5	3	1
11. La situación de la sociedad actual mejoraría si los agitadores fueran tratados con humanidad e intentando hacerlos entrar en razón.			9	7	5	3	1
12. Todo buen ciudadano debería ayudar a eliminar la maldad que envenena nuestro país desde dentro, si la sociedad así lo requiere.			1	3	5	7	9
13. A una persona abiertamente homosexual se le debería permitir dar servicio en el ejército			9	7	5	3	1
En las casillas de respuesta, se indica cómo puntuar cada ítem en sentido autoritario. Los Ítems 1, 3, 5, 8, 9 y 12 se puntúan: TD = 1, D = 3, nAnD = 5, A = 7 y TA = 9. A la inversa, los ítems 2, 4, 6, 7, 10, 11 y 13 se puntúan: TD = 9, D = 7, nAnD = 5, A = 3 y TA = 1.							
Puntuaciones en RWA-12: Suma de los ítems del 1 al 12 puntuados en sentido autoritario / 12.							
Puntuaciones en RWA-13: Suma de los ítems del 1 al 13 puntuados en sentido autoritario / 13.							
Puntuaciones en RWA-6: Suma de los ítems 2, 4, 6, 7, 10 y 13 puntuados en sentido autoritario / 6.							
Rango de RWA-12, RWA-13 y RWA-6 = 1 a 9.							

Figura 1. Escala de Autoritarismo de Derechas (RWA-12; Cárdenas y Parra, 2010) con un ítem adicional (ítem 13). Fuente: elaboración propia.

ción policórica:  $\chi^2/gf = 323.32/169 = 1.91$ , GFI = .910, AGFI = .889, CFI = .892, SRMR = .088 y RMSEA = .068, IC al 95% (.052, .081).

### Procedimiento

Se obtuvo el permiso y aprobación de las autoridades académicas del departamento de la universidad en la que se colectaron los datos. Se solicitó el consentimiento informado de los estudiantes para su participación en la investigación. Este aparecía en la primera hoja del cuestionario. No se pidió ningún dato de identificación personal para garantizar el anonimato de las respuestas. Se proporcionó el nombre y la dirección de correo electrónico de los responsables de la investigación para cualquier duda. De este modo, se cumplió con las normas éticas de investigación de la American Psychological Association (2017).

### Análisis estadístico de datos

La confiabilidad por consistencia interna se calculó a través del coeficiente lambda 2 de Guttman (basado en la varianza y covarianza entre los ítems) y por los coeficientes ordinales omega de McDonald y H de Hancock y Mueller (basados en los pesos de medida del modelo factorial estimado desde la matriz de correlación policórica). El coeficiente lambda 2 se calculó a efectos de comparación con otros estudios en los que se usó el coeficiente alfa de Cronbach (lambda 3 de Guttman) y tener una cota inferior de confiabilidad; no obstante se optó por el coeficiente lambda 2 por ser más robusto ante el incumplimiento de tau-equivalencia o presencia de ítems congénicos (Woodruff & Wu, 2012). El coeficiente omega ordinal fue elegido al ser considerado la mejor opción ante variables ordinales congénicas (Viladrich et al., 2017). A su vez, el coeficiente H ordinal se calculó pa-

ra tener una cota superior de confiabilidad (Domínguez-Lara, 2016; Hancock, & Müller, 2001). Valores en estos tres coeficientes menores que .50 se interpretaron como una confiabilidad inaceptable, entre .50 y .59 muy baja, entre .60 y .69 cuestionable, entre .70 y .79 aceptable, entre .80 y .89 buena y mayor o igual que .90 excelente (George & Mallery, 2017).

Se contrastó el modelo de Cárdenas y Parra (2010) por análisis factorial confirmatorio. La función de discrepancia se optimizó por Mínimos Cuadrados Simples (libres de escala) a partir de la matriz de correlación policórica. La significación de los parámetros se comprobó por muestreo repetitivo con la simulación de 1,000 muestras aleatorias a través del método de Percentiles Corregidos de Sesgo (Byrne, 2016).

La bondad de ajuste se valoró por medio de nueve índices: prueba chi-cuadrada relativa ( $\chi^2/gf$ ), probabilidad de Bollen y Stine por muestreo repetitivo con la simulación de 1,000 muestras aleatorias (p de Bollen y Stine), índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom (GFI) y su variante ajustada (AGFI), índice normado de ajuste (NFI), índice comparativo de ajuste (CFI), índice relativo de ajuste (RFI), error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) y residuo cuadrático medio (SRMR). Siguiendo a Byrne (2016) y Kline (2016),  $\chi^2/gf \leq 2$ , p de Bollen y Stine  $> .05$ , GFI, NFI, CFI y RFI  $\geq .95$ , AGFI  $\geq .90$ , y RMSEA y SRMR  $\leq .05$  se consideraron que reflejan buen ajuste. Valores de  $\chi^2/gf \leq 3$ , p de Bollen y Stine  $> .01$ , GFI, NFI, CFI y RFI  $\geq .90$ , AGFI  $\geq .85$ , RMSEA  $\leq .075$  y SRMR  $< .10$  se juzgaron que muestran ajuste aceptable.

La parsimonia se valoró desde la razón de parsimonia de James, Mulaik y Brett (PR). Valores de PR  $< .20$  se interpretaron que



muestran una parsimonia muy baja, de .20 a .39 baja, de .40 a .59 media, de .60 a .79 alta y  $\geq .80$  muy alta. La relación entre ajuste y parsimonia se valoró por  $\Delta$ PNFI,  $\Delta$ PCFI y  $\Delta$ PRFI,  $\geq .60$  aceptable y  $\geq .80$  buena, y  $\Delta$ PGFI  $\geq .70$ ,  $\geq$  aceptable y  $\geq .50$  buena (Byrne, 2016).

La validez convergente del modelo de medida se evaluó por medio de la varianza media extraída (AVE). Una AVE no significativamente menor que .50 y unos pesos de medidas estandarizados no significativamente menores que .50 en todos los indicadores muestran validez convergente (Cheung & Wang, 2017). La validez discriminante entre factores se comprobó por una varianza compartida menor que el AVE de cada factor (Fornell & Larcker, 1981) y menor que un medio.

La normalidad de la distribución de las puntuaciones en la escala se comprobó por la prueba de Kolmogorov y Smirnov con la corrección de Lilliefors y la prueba de D'Agostino-Pearson. Al mantenerse la hipótesis nula de normalidad por ambas pruebas con una  $p > .05$ , se habla de ajuste a la normalidad. Si se mantiene por la segunda con una  $p > .05$  o por ambas con una  $p > .01$  y el perfil del histograma es acampanado, se habla de una aproximación aceptable a la normalidad (Adefisoye, Golam-Kibria, & George, 2016).

La validez concurrente de la escala de autoritarismo con las dos escalas de actitud se verificó a través de la correlación de Pearson ( $r$ ). El supuesto de normalidad bivariada se contrastó con el estadístico U de asimetría multivariada y el estadístico W de curtosis multivariada (Kankainen, Taskinen, & Oja, 2007). A su vez, se verificó la sustantividad de estas correlaciones parcializando el efecto de la deseabilidad social por medio de la correlación parcial de Fisher ( $rp$ ). Se interpretó que valores absolutos de  $|r|$  y  $|rp|$  en-

tre .10 y .29 reflejan una fuerza de asociación pequeña, entre .30 y .49 media, entre .50 y .69 grande, entre .70 y .89 muy grande y mayor o igual que .90 unitaria (Byrne, 2016). Los cálculos estadísticos se hicieron con SPSS24, módulo R4.3 para SPSS24, Excel 2013 y AMOS16.

## Resultados

### Contraste y consistencia interna del modelo de tres factores correlacionados

La consistencia interna de los 12 ítems fue baja al ser estimada desde las varianzas y covarianzas de los ítems por el coeficiente lambda 2 de Guttman ( $\lambda_2 = .57$ ) y fue cuestionable al ser calculada con base en los pesos de medida de un modelo de un factor matriz estimado desde la matriz de correlación policórica por mínimos cuadrados simples ( $\omega$  ordinal = .69). No obstante, fue buena al ser calculada por el coeficiente H (H ordinal = .80).

Al estimar los parámetros del modelo de tres factores desde la matriz de correlación policórica, los pesos de medida del factor de agresión autoritaria sobre i5 ( $\lambda = .24$ ,  $p = .284$ ), i9 ( $\lambda = -.25$ ,  $p = .281$ ), i11 ( $\lambda = .25$ ,  $p = .097$ ) e i12 ( $\lambda = -.45$ ,  $p = .082$ ) no fueron significativos. Tampoco el peso de medida del factor de convencionalismo sobre el ítem 8 fue significativo ( $\lambda = -.06$ ,  $p = .517$ ). A su vez, el peso del factor de sumisión autoritaria sobre el ítem 1 fue bajo ( $\lambda = .23$ ,  $p = .001$ ). Las correlaciones entre los factores fueron muy altas, por lo que no hubo validez discriminante entre los factores (Figura 2).

Se eliminaron los ítems no significativos, salvo el ítem 5 para que el factor de agresión autoritaria tuviese dos indicadores. Se optó por el ítem 5, ya que era el único que arrojaba una solución admisible y su peso era significativo en la solución. También se eliminó el ítem 1 por tener un peso factorial menor que .30. La solución fue admisible y to-

dos sus parámetros fueron significativos (Figura 3), pero los factores de sumisión autoritaria y convencionalismo no mostraron validez discriminante ( $AVE_{Sumisión} = .51$  y  $AVE_{Convencionalismo} = .47 < r^2 = .55 > 1/2$ ). Precisamente, al estimar el número de factores por el análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas y media mínima de las

correlaciones parciales al cuadrado, éste fue dos. Otra debilidad de este modelo de tres factores fue que el factor de agresión autoritaria careció de validez convergente ( $AVE = .38$ ) y tuvo una confiabilidad muy baja desde los pesos de medida ( $\omega_{ordinal} = .55$  y  $H_{ordinal} = .57$ ) e inaceptable desde las varianzas y covarianzas de los ítems ( $\lambda^2 = .49$ ).

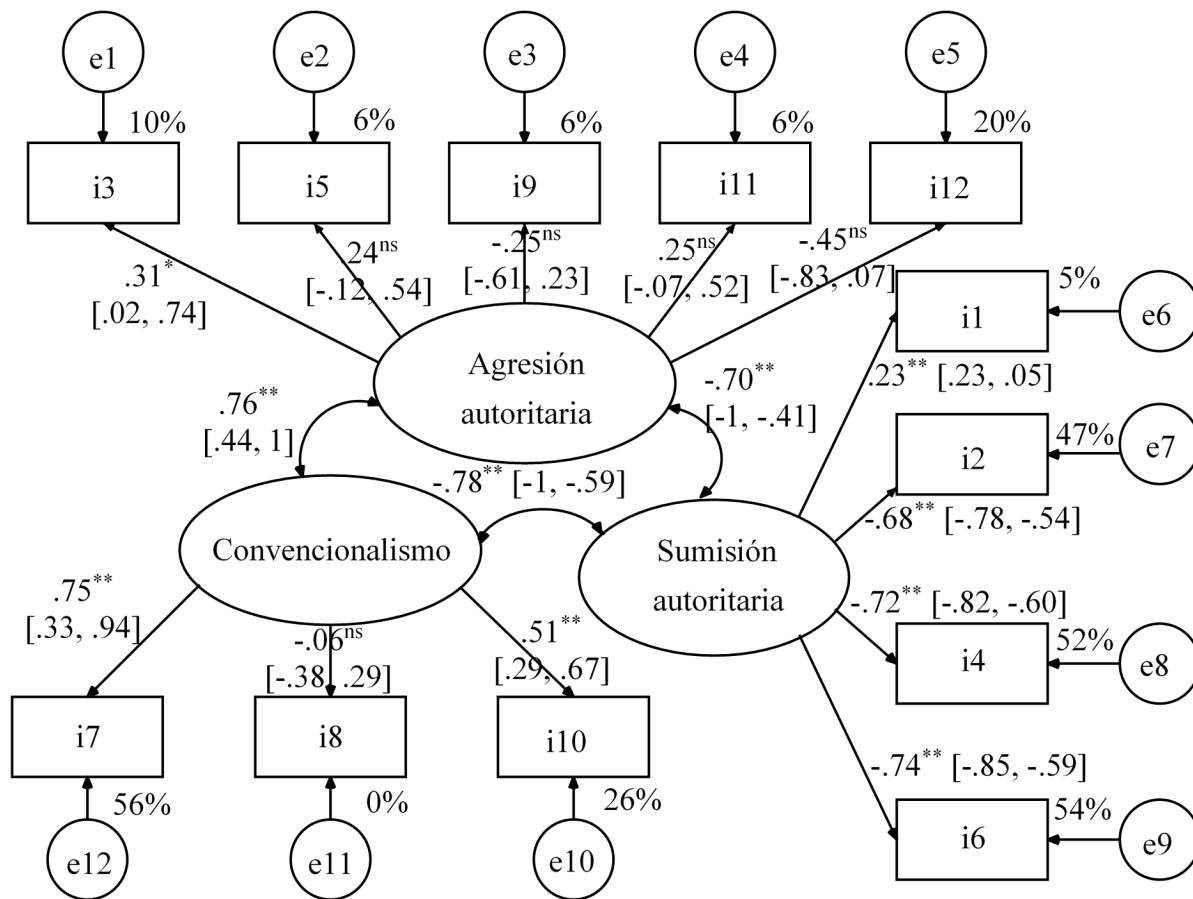


Figura 2. Modelo de tres factores correlacionados con 12 ítems especificado a partir de Cárdenas y Parra (2010). Estimación puntual por mínimos cuadrados simples. Contraste bilateral e intervalo de confianza al 95% por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 1,000 muestras: \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$  y  $^{ns} p > .05$ . Fuente: elaboración propia

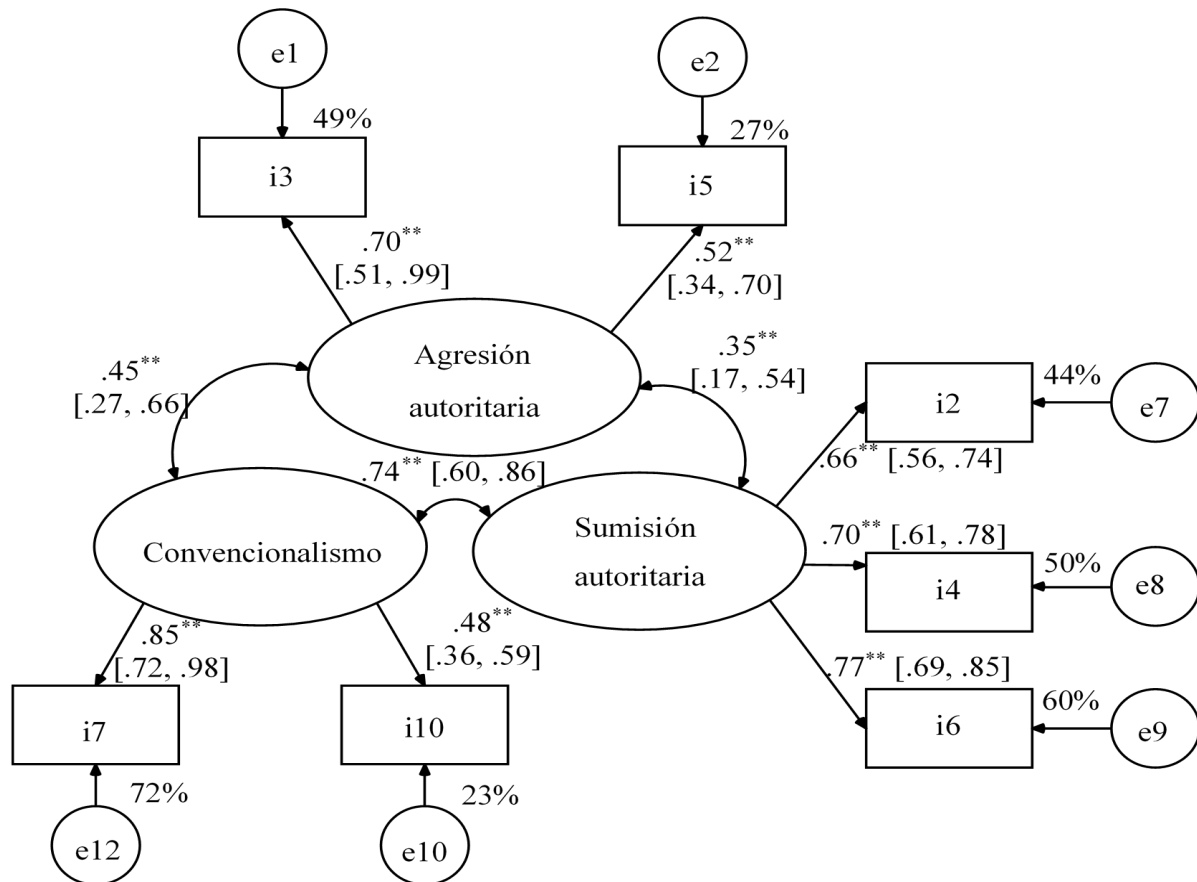


Figura 3. Modelo de tres factores correlacionados con siete ítems. Estimación puntual por mínimos cuadrados simples. Contraste bilateral e intervalo de confianza al 95% por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 1,000 muestras: \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$  y  $^{ns} p > .05$ . Fuente: elaboración propia

### Búsqueda de nuevos modelos factoriales más adecuados para los datos

Se optó por explorar la estructura factorial en la matriz de correlación policórica. Conforme a la convergencia de criterios, se extrajeron dos factores por Mínimos Cuadrados No Ponderados y se rotó la matriz de cargas factoriales por Promax. El primer factor fue de agresión autoritaria con dos ítems (ítems 3 y 5) y el segundo de sumisión autoritaria y convencionalismo con los cinco ítems restantes.

Se especificó un modelo de dos factores correlacionados con los siete ítems (Figura 4). Todos los parámetros fueron significativos y hubo validez discriminante entre ambos fac-

tores (AVEAgresión = .38 y AVESumisión-Convencionalismo = .39  $< r^2 = .18$ ), pero el factor de agresión autoritaria siguió mostrando una AVE menor que .40 y consistencia interna muy baja ( $\omega$  ordinal = .55 y H ordinal = .57), aparte de tener un número insuficiente de indicadores (dos). Los resultados evidencian que el factor de agresión autoritaria no se define en esta muestra y los factores de sumisión y convencionalismo se juntan en uno. Por tanto, se exploró un nuevo modelo, incluyendo al nuevo ítem.

Desde las propiedades de discriminabilidad y confiabilidad por consistencia interna, se seleccionaron los ítems 2, 4, 6, 7, 10 y 13.

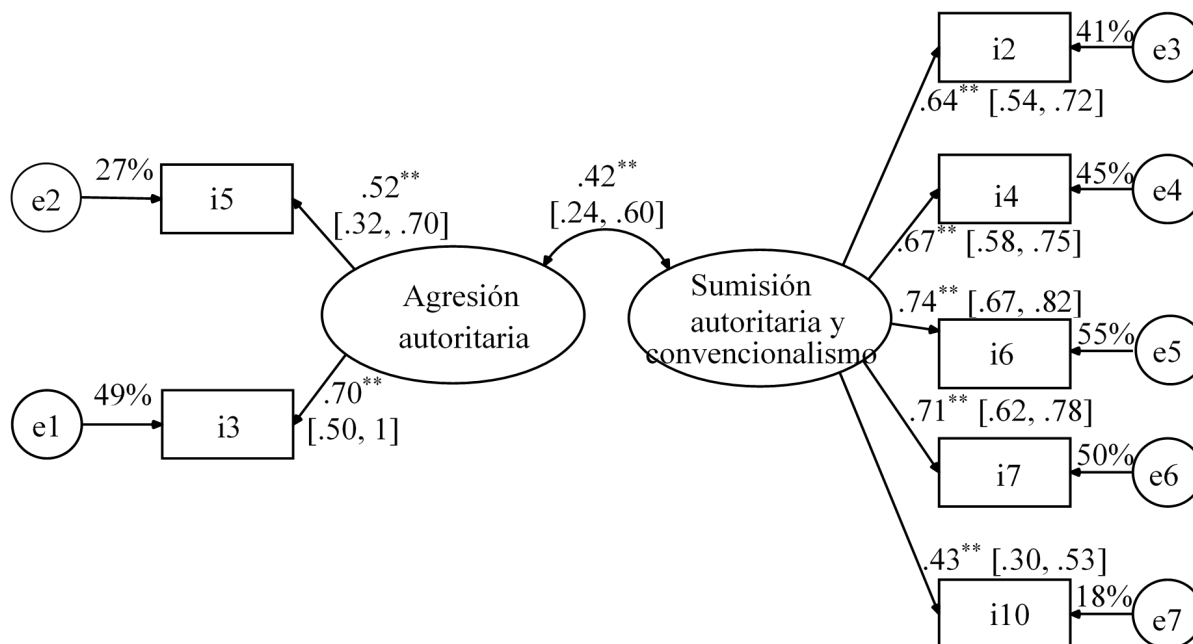


Figura 4. Modelo de dos factores correlacionados con siete ítems. Nota. Estimación puntual por mínimos cuadrados simples. Contraste bilateral e intervalo de confianza al 95% por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 1,000 muestras: \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$  y <sup>ns</sup>  $p > .05$ . Fuente: elaboración propia .

Los seis ítems seleccionados estaban redactados en sentido liberal, presentaban un coeficiente de discriminabilidad significativo y  $\geq .60$ , un índice de homogeneidad significativo y  $\geq .35$ , decremento del coeficiente alfa ordinal de al menos tres centésimas con su exclusión, peso de medida  $< -.47$  y comunalidad  $> .20$  en el modelo de un factor. Las propiedades de discriminabilidad y confiabilidad de los siete ítems restantes fueron muy pobres (Tabla 1). Con estos seis ítems, la consistencia interna de la escala varió de aceptable ( $\lambda^2 = .70$  y  $\omega$  ordinal =  $.79$ ) a buena ( $H$  ordinal =  $.81$ ). La inclusión de cualquier otro ítem disminuía la consistencia interna de la escala a un nivel cuestionable por los coeficientes  $\lambda^2$  y  $\omega$  ordinal. Cabe señalar que el efecto de la eliminación del ítem sobre la consistencia interna de la escala se estimó por el coeficiente alfa ordinal en lugar del coeficiente omega ordinal por la mayor facilidad de cálculo del

primero cuando ambos coeficientes proporcionaban resultados muy semejantes.

En la última columna de la Tabla 1, aparecen las correlaciones entre los ítems y la deseabilidad social (puntuación total del BIDR). Tomando estas correlaciones en valor absoluto, la media, desviación estándar y máximo de las correlaciones de los seis ítems redactados en sentido autoritario presentaron valores más bajos que la media, desviación estándar y máximo de las correlaciones de los siete ítems redactados en sentido liberal (Tabla 2). No obstante, al contrastar si las correlaciones de ambos grupos eran estadísticamente equivalentes, se mantuvo la hipótesis nula de no diferencia (prueba U de Mann-Whitney:  $U = 9 > 0.05$   $U_{n1} = 6$  y  $n_2 = 7 = 6$  para un contraste bilateral,  $p > .05$ ).

Tomando las correlaciones en valor absoluto (Tabla 1), la media y máximo de las correlaciones de los cinco ítems correspondientes al

Tabla 1

*Discriminabilidad, confiabilidad y relación de los ítems con deseabilidad social*

Ítem	Discrim.	Sin el ítem (i)		Un factor		BIDR
	$r_{PC}$	$r_{t-i}$	$\alpha$ ordinal (t-i)	$\lambda$	$c$	$r$
i1	.322**	.097ns	.649 $\Delta$	.240*	.058	.091 <sup>ns</sup>
<b>i2</b>	<b>.652***</b>	<b>.400***</b>	<b>.591</b>	<b>-.619**</b>	<b>.383</b>	<b>-.094<sup>ns</sup></b>
i3	.769***	.491***	.578	-.280*	.078	.113 <sup>ns</sup>
<b>i4</b>	<b>.675***</b>	<b>.367***</b>	<b>.591</b>	<b>-.677**</b>	<b>.458</b>	<b>-.135<sup>ns</sup></b>
i5	.706***	.409***	.589	-.249*	.062	.173*
<b>i6</b>	<b>.705***</b>	<b>.447***</b>	<b>.577</b>	<b>-.679**</b>	<b>.461</b>	<b>-.152*</b>
<b>i7</b>	<b>.804***</b>	<b>.499***</b>	<b>.559</b>	<b>-.696**</b>	<b>.484</b>	<b>-.154*</b>
i8	.657***	.423***	.600	.048 <sup>ns</sup>	.002	.021 <sup>ns</sup>
i9	.496***	.250**	.629 $\Delta$	.184 <sup>ns</sup>	.034	.125*
<b>i10</b>	<b>.600***</b>	<b>.357***</b>	<b>.593</b>	<b>-.473**</b>	<b>.224</b>	<b>-.100<sup>ns</sup></b>
i11	.227 <sup>ns</sup>	.013 <sup>ns</sup>	.650 $\Delta$	-.202*	.041	-.320***
i12	.143 <sup>ns</sup>	.004 <sup>ns</sup>	.663 $\Delta$	.355**	.126	.088 <sup>ns</sup>
<b>i13</b>	<b>.711***</b>	<b>.431***</b>	<b>.583</b>	<b>-.573**</b>	<b>.328</b>	<b>-.237***</b>

*Nota.* Discrim. = coeficiente de discriminabilidad o correlación entre el ítem y la escala dicotomizada en grupo de puntuaciones bajas ( $\leq$  percentil 27) y puntuaciones altas ( $\geq$  percentil 73) calculada por el coeficiente de correlación policórica. Sin el ítem (i):  $r_{t-i}$  = índice de homogeneidad o correlación entre el ítem y el resto de la escala (suma de los ítems puntuados en sentido autoritario excluido el ítem) calculada por el coeficiente de Pearson,  $\alpha$  ordinal (t-i) = coeficiente alfa ordinal de la escala excluido el ítem ( $\Delta$  = se incrementa el valor de .625 correspondiente a los 13 ítems). Un factor:  $\lambda$  = peso de medida y  $c$  = comunalidad o varianza explicada por el factor latente en un modelo de un factor estimado por Mínimos Cuadrados Simples desde la matriz de correlación policórica. BIDR: correlación de cada ítem con la puntuación total del BIDR por el coeficiente de Pearson. La significación de las correlaciones policóricas se contrastó por la prueba de Wald, la de los coeficiente de Pearson por la prueba t de Student y la de los pesos de medida por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 1,000 muestras: <sup>ns</sup>  $p > .05$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$  y \*\*\*  $p < .001$ . Fuente: elaboración propia

factor de agresión autoritaria tuvieron valores más altos que la media y máximo de las correlaciones de los cuatro ítems correspondientes al factor de sumisión autoritaria y de los cuatro ítems de convencionalismo entre los que se incluye al nuevo ítem (Tabla 2). No obstante, al contrastar si las correlaciones de los tres grupos son estadísticamente equivalentes, se mantuvo la hipótesis nula de no diferencia (prueba de Kruskal-Wallis:  $F = 3 < F_{.05} = 5.66$ ,  $p > .05$ ).

Tomando las correlaciones en valor absoluto (Tabla 1), la media, desviación estándar y máximo de las correlaciones entre los seis ítems seleccionados y la deseabilidad social fueron valores menores que los correspondientes a las correlaciones de los cinco ítems correspondientes al factor de agresión autoritaria (Tabla 2). No obstante, al contrastar si las correlaciones de ambos grupos eran estadísticamente equivalentes, se mantuvo la hipótesis nula de no diferencia (prueba U de

Mann-Whitney:  $U = 15 > 0.05U_{n1 = 6 \text{ y } n2 = 5 = 3}$  para un contraste bilateral,  $p > .05$ ). Tampoco las correlaciones de los seis ítems seleccionados mostraron diferencia significativa con las correlaciones de los siete ítems restantes (prueba U de Mann-Whitney:  $U = 15 > 0.05U_{n1 = 6 \text{ y } n2 = 7 = 6}$  para un contraste bilateral,  $p > .05$ ).

Si las correlaciones no se toman en valor absoluto, entonces las correlaciones de los siete ítems redactados en sentido liberal fueron significativamente más negativas que las correlaciones de los seis ítems redactados en sentido autoritario (prueba U de Mann-Whitney:  $U = 0 < 0.05U_{n1 = 6 \text{ y } n2 = 7 = 6}$  para un contraste bilateral,  $p < .05$ ) y las correlaciones de los seis ítems seleccionados

fueron significativamente más negativas que las de los siete ítems eliminados (prueba U de Mann-Whitney:  $U = 6 = 0.05U_{n1 = 6 \text{ y } n2 = 7 = 6}$  para un contraste bilateral,  $p = .05$  y  $< 0.05U_{n1 = 6 \text{ y } n2 = 7 = 8}$  para un contraste unilateral,  $p < .05$ ). Por tanto, la fuerza de la asociación no fue diferencial (valor absoluto), pero sí lo fue el signo de la correlación al comparar ítems autoritarios versus liberales y retenidos versus eliminados.

Con los seis ítems seleccionados, el número de factores fue uno por el análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas y media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado. Al extraer el factor desde la matriz de correlación policórica por el método de Mínimos Cuadrados No Ponderados, se explicó el

Tabla 2

*Media, desviación estándar y máximo o mínimo de las correlaciones por grupos de ítems*

Ítems	<i>r</i>	k	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>Max (+) o Min (-)</i>
Autoritarios	<i>r</i>	6	.100	.050	.173 (i5)
Liberales	<i>r</i>	7	-.170	.080	-.320 (i11)
Agresión	<i>r</i>	5	.164	.093	.320 (i11)
Sumisión	<i>r</i>	4	.118	.030	.152 (i6)
Convencionalismo	<i>r</i>	4	.128	.091	.237 (i13)
Agresión	<i>r</i>	5	.036	.201	-.320 (i11)
Sumisión	<i>r</i>	4	-.073	.112	-.152 (i6)
Convencionalismo	<i>r</i>	4	-.118	.108	-.237 (i13)
RWA-6	<i>r</i>	6	.145	.05	.240 (i13)
Eliminados	<i>r</i>	7	.133	.094	.320 (i12)
RWA-6	<i>r</i>	6	-.145	.050	-.240 (i13)
Eliminados	<i>r</i>	7	.042	.166	-.320 (i11)

*Nota.* *r* = coeficiente de correlación de Pearson, *M* = media aritmética de las correlaciones, *DE* = desviación estándar para muestra, *Min* = valor mínimo y *Max* = valor máximo. Grupos de ítems: redactados en sentido autoritario (i1, i3, i5, i8, i9 e i12) y en sentido liberal (i2, i4, i6, i7, i10, i11 e i13); agresión autoritaria (i3, i5, i9, i11 e i12), sumisión autoritaria (i1, i2, i4 e i6) y convencionalismo (i7, i8, i10 e i13); y retenidos en RWA-6 (i2, i4, i6, i7, i10 e i13) y eliminados (i1, i3, i5, i8, i9, i11 e i12). Fuente: elaboración propia

39.1% de la varianza total y las cargas factoriales variaron de .44 a .71.

Al contrastar el modelo de un factor con seis indicadores por Mínimos Cuadrados Simples, la solución fue admisible y todos los parámetros significativos (Figura 5). La varianza media extraída fue .40. Como antes se indicó la confiabilidad varió de aceptable ( $\lambda^2 = .70$  y  $\omega$  ordinal = .79) y buena (H ordinal = .81). El ajuste varió de bueno (GFI = .98, AGFI = .95, NFI = .95 y CFI = .97) a aceptable ( $\chi^2/gl = 2.41$ , RFI = .92, RMSEA = .09, IC 95% [.07, .10] y SRMR = .07), aunque no se mantuvo por la probabilidad por muestreo repetitivo de Bollen y Stine ( $p = .001$ ).

Al revisar la matriz de correlaciones entre residuos, se observó una correlación muy fuerte entre los residuos de los ítems 2 y 7, por lo que se optó por liberar este parámetro. Al contrastar el modelo (Figura 6), mejoró su varianza media extraída (AVE = .43), su con-

fiabilidad ( $\omega$  ordinal = .81 y H ordinal = .85) y su bondad de ajuste ( $\Delta\chi^2[1] = 8.62$ ,  $p = .003$ ,  $\Delta\chi^2/\Delta gl = 8.62$ ,  $\Delta NFI = .018$ ,  $\Delta CFI = .02$  y  $\Delta RFI = .02$ ). El ajuste a los datos fue bueno por ocho índices ( $\chi^2/gl = 1.64$ ,  $p$  de Bollen y Stine = .108, GFI = .99, AGFI = .97, NFI = .97, CFI = .99, RFI = .95 y RMSEA = .06, IC 90% [.04, .07]) y aceptable por SRMR = .06.

### Distribución de la RWA-6 y posicionamiento ideológico promedio

La distribución de las puntuaciones en RWA-6 fue mesocúrtica ( $ZK3 = K3/SE = 0.94 < 1.96$ ), pero mostró ligera asimetría positiva ( $ZSk = Sk/SE = 3.94 > 1.96$ ) (Figura 7), por lo que no se ajustó a una distribución normal (prueba de Kolmogorov y Smirnov con corrección de Lilliefors;  $\text{Max } |D| = 0.09$ ,  $p < .001$ ; D'Agostino-Pearson:  $K2 = 15.58$ ,  $p < .001$ ).

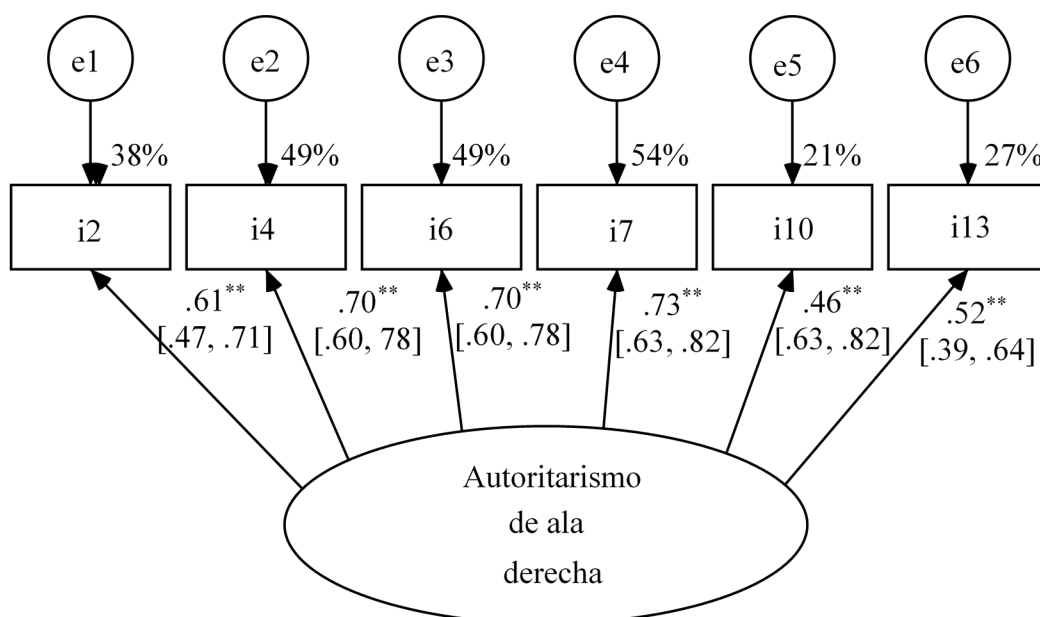


Figura 5. Modelo de un factor con seis indicadores y una correlación entre dos residuos de medida. Nota. Estimación puntual por mínimos cuadrados simples. Contraste bilateral e intervalo de confianza al 95% por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 1000 muestras: \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$  y <sup>ns</sup>  $p > .05$ . Fuente: elaboración propia.

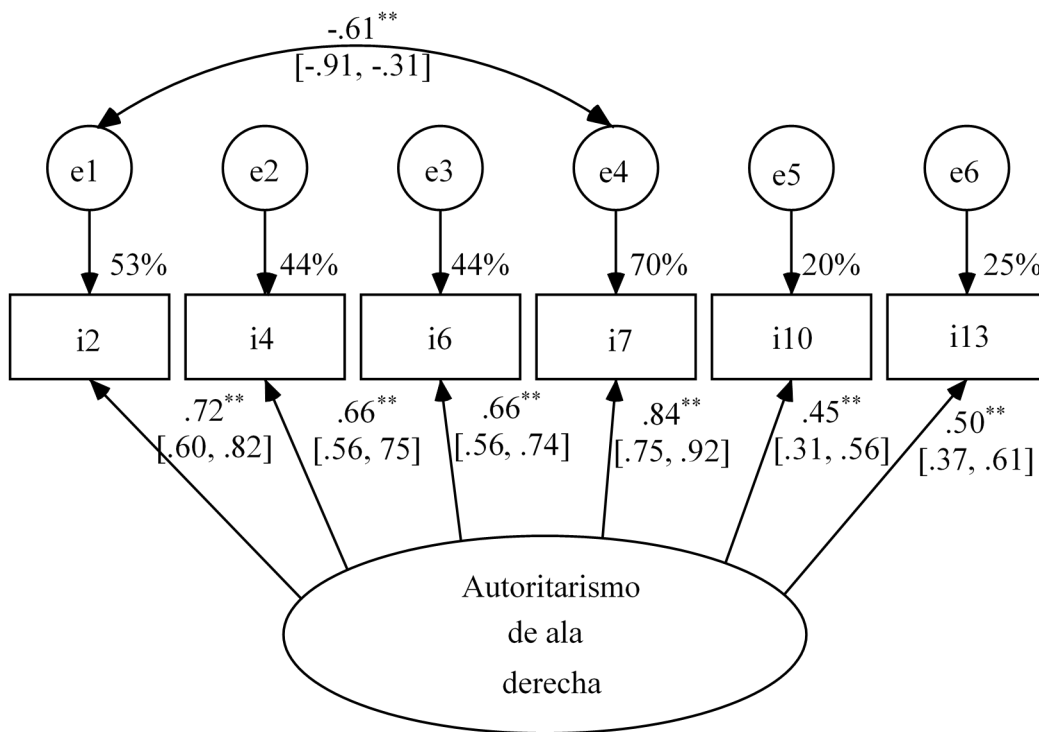


Figura 6. Modelo de un factor con seis indicadores y una correlación entre dos residuos de medida. Nota. Estimación puntual por mínimos cuadrados simples. Contraste bilateral e intervalo de confianza al 95% por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 1000 muestras: \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$  y <sup>ns</sup>  $p > .05$ . Fuente: elaboración propia.

En términos absolutos, la media ( $M = 2.73$ , IC 95% [2.56, 2.90],  $DE = 1.21$ ) y mediana ( $Mdn = 2.67$ ) reflejaron un posicionamiento liberal ( $< 4.2$ ). El 86.9% de los participantes mostraron actitud liberal y 13.1% no liberal (11.6% ambigua y 1.5% autoritaria). Debido a la no normalidad, las normas interpretativas para las puntuaciones en RWA-6 se pueden establecer por puntuaciones de percentil. En la tabla 3, se presentan los cuartiles y deciles, estimados por el método de interpolación lineal del orden  $p \times (n+1)$ . En términos relativos a la muestra, una puntuación  $\geq 4$  (percentil 85) muestra alto nivel de autoritarismo.

### Validez concurrente

La distribución de las puntuaciones en la ATLG presentó una aproximación aceptable

a la normalidad al mantenerse la hipótesis nula de normalidad con un nivel de significación de .01 por las dos pruebas de normalidad (Kolmogorov-Smirnov con corrección de Lilliefors:  $\text{Max } |D| = 0.08$ ,  $p = .023$ ; y D'Agostino-Pearson:  $K2 = 6.94$ ,  $p = .031$ ) y al mostrar un perfil acampanado en su histograma (Figura 8).

La hipótesis nula de distribución normal en las puntuaciones en la escala de actitud hacia PVVS (EA-PVVS-6) se sostuvo por la prueba de D'Agostino-Pearson ( $K2 = 1.02$ ,  $p = .601$ ), pero no por la de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors ( $\text{Max } |D| = 0.08$ ,  $p = .003$ ). Debido al perfil acampanado en el histograma, se consideró que la distribución de las puntuaciones en EA-PVVS-6 mostraba una aproximación aceptable a la distribución normal.



Tabla 3

*Cuartiles y deciles de RWA-6*

P10	P20	P25	P30	P40	P50	P60	P70	P75	P80	P85	P90
1.33	1.33	1.67	2	2.33	2.67	3	3.33	3.33	3.67	4	4.33

Nota.  $N = 198$ .  $RWA-6 = (i2+i4+i6+i7+i10+i13)/6$ . Fuente: elaboración propia.

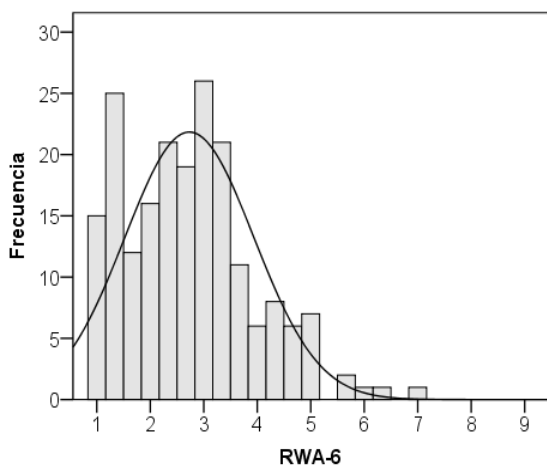


Figura 7. Histograma de las puntuaciones en RWA-6.

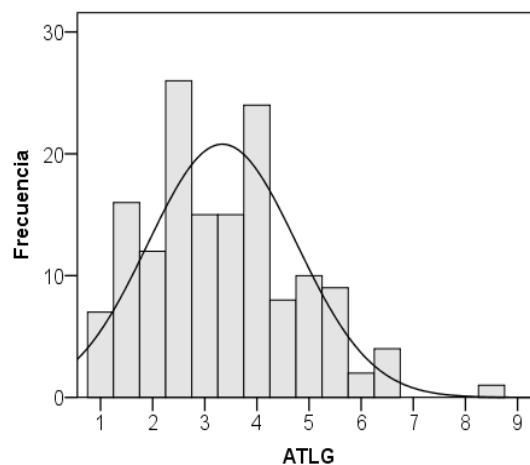


Figura 8. Histograma de las puntuaciones en ATLG.

La normalidad bivariada en las seis correlaciones se mantuvo por la prueba de la kurtosis multivariada, pero se rechazó por la prueba de la asimetría multivariada (Tabla 4). Se optó por usar la prueba t de Student para contrastar la significación del coeficiente de correlación de Pearson al ser robusta ante situaciones de ligera asimetría con mesocurtosis y tamaños muestrales mayores a 100 participantes (Bishara & Hittner, 2015; Byrne, 2016).

Las correlaciones de RWA-6 con ATLG y EA-PVVS-6 fueron significativas y directas con una fuerza de asociación media la primera y pequeña la segunda. La RWA-6 fue independiente del manejo de la impresión, pero correlacionó con una fuerza de asociación pequeña con autoengaño y puntuación

total en deseabilidad social. Al parcializar la varianza de la puntuación total en ATLG o en autoengaño, las correlaciones de RWA-6 con ATLG y EA-PVVS-6 siguieron siendo significativas (Tabla 4).

### Discusión

Se planteó como primer objetivo comprobar si la escala compuesta por 12 ítems posee consistencia interna y si el modelo de tres factores correlacionados (agresión autoritaria, sumisión autoritaria y conformismo) es válido. En la presente muestra, no se validó el modelo, ni los 12 ítems mostraron consistencia interna. Los ítems directos o redactados en sentido autoritario presentaron malas propiedades de consistencia interna y discriminabi-

Tabla 4

Correlaciones de RWA-6 con ATLG, EA-PVVS-6 y BIDR

Escala	n	Normalidad multivariada				RWA-6	RWA-6	RWA-6
		U	p	W	p	r	r <sub>p</sub>	r <sub>p</sub>
ATLG	148	9.842	.007	10.445	.101	.485***	.474***	.455***
EA-PVVS-6	196	9.823	.007	2.163	.726	.276***	.261***	.232***
BIDR	194	10.430	.005	1.422	.833	-.214**		
AE	195	10.653	.005	1.587	.809	-.294***		
MI	195	7.486	.024	5.176	.375	-.081 <sup>ns</sup>		

Notas. Normalidad multivariada basada en la asimetría (estadístico U) y la curtosis (estadístico W). n = número de datos emparejados, r = coeficiente de correlación de Pearson y r<sub>p</sub> = coeficiente de correlación parcial de Fisher (parcializando la puntuación total en BIRD o autoengaño). Contraste bilateral de la significación por la prueba t de Student; \*\*\* p < .001,

lidad. La mayoría de ellos (cuatro de los seis ítems) corresponden al factor de agresión autoritaria. Precisamente, este factor no resultó significativo en la muestra y los seis ítems que conformaban su contenido parecían no medir un constructo homogéneo ni afín a los demás ítems. Cabría preguntarse por qué.

Tres posibles causas a las que se podría atribuir este problema con el factor de agresión autoritaria son: una redacción inadecuada para el contexto ideológico de los jóvenes mexicanos participantes, la dificultad para interpretar o comprender sus ítems y la influencia de la deseabilidad social. Sería necesario un juicio de expertos o un estudio cualitativo para elucidar la primera causa planteada. A su vez, se requeriría un estudio de comprensibilidad de los ítems dentro de la población para comprobar la hipótesis sobre la segunda causa, aunque los ítems de agresión autoritaria no parecen más difíciles o confusos que los ítems correspondientes a los otros dos factores. Tampoco los ítems redactados en sentido autoritario parecen más complejos o confusos que los redactados en sentido liberal. No obstante, se tienen datos en esta inves-

tigación para hacer algunas afirmaciones sobre la posible tercera causa acerca de la influencia de la deseabilidad social.

El promedio de las correlaciones en valor absoluto de los cinco ítems de agresión autoritaria con deseabilidad social, su variabilidad y máximo fueron valores muy parecidos a los obtenidos con los cuatro ítems de convencionalismo (incluido el ítem nuevo pensado para este factor). El promedio de las correlaciones en valor absoluto y la correlación máxima de los cuatro ítems de sumisión autoritaria fueron valores más bajos y su variabilidad fueron menores en comparación con los dos grupos de ítems anteriores. No obstante, al contrastar la diferencia en correlaciones entre los tres grupos de ítems, ésta no fue significativa, ya sea que las correlaciones se tomen en valor absoluto o no. Además, al considerar que entre los ítems seleccionados hay tres de sumisión y tres de convencionalismo, la interferencia de la deseabilidad social no es clara.

Las correlaciones de los seis ítems seleccionados (redactados en sentido liberal) fueron de signo negativo. A más sinceridad

(menor deseabilidad social), mayor es el nivel de autoritarismo. Al separar los ítems, usando como criterio su sentido de redacción (liberal o autoritario) en lugar de separarlos por el factor esperado, las correlaciones fueron de signo opuesto. En valor absoluto, las correlaciones de los ítems redactados en sentido liberal fueron más altas. Si el contraste se hace con las correlaciones tomadas en valor absoluto, la diferencia no es significativa, pero si las correlaciones no se toman en valor absoluto, entonces la diferencia sí es significativa. A su vez, al comparar las correlaciones de los seis ítems seleccionados con las correlaciones de los siete ítems rechazados tampoco hubo diferencia significativa al ser tomadas en valor absoluto, pero la diferencia sí fue significativa cuando las correlaciones no se tomaron en valor absoluto. Por tanto, una mayor cuantía en el sesgo hacia la deseabilidad social no influyó, aunque sí el signo o sentido de la relación lineal. Si el sesgo que introduce la deseabilidad social (desde el autoengaño) es hacia un menor reconocimiento del autoritarismo, entonces el ítem resulta discriminativo y consistente. Si el sesgo que introduce una menor sinceridad es hacia un mayor reconocimiento del autoritarismo, entonces el ítem se convierte en poco discriminativo y nada confiable. No obstante, el tamaño del efecto de este sesgo por sinceridad fue pequeño.

En la presente muestra, el factor de agresión autoritaria no tuvo pesos significativos sobre la mayoría de sus indicadores y los otros dos factores carecen de validez discriminante y se configuran como un solo factor, resultando una escala unidimensional. Por tanto, el autoritarismo entre estos estudiantes de medicina se manifiesta a través de la sumisión a la autoridad y el convencionalismo, es decir, a través del conformismo. Este rasgo ha sido destacado como una de las características que determinan la apatía política entre los jóvenes en México (Cuna-Perez, 2006; Emme-

rich, 2010) y Latinoamérica (Rodríguez-Reyes, 2015; Siqueira, 2017) y podría estar determinando, en gran parte, la inadecuación del contenido de los ítems de agresión autoritaria para el contexto sociopolítico de estos jóvenes.

La escala reducida a seis indicadores y bajo un modelo unidimensional de sumisión y conformismo posee consistencia interna que varía de aceptable (por el coeficiente lambda 2 de Guttman calculado desde las varianzas y covarianzas entre los ítems) a buena (coeficientes omega y H calculados desde los pesos de medida), lo que concuerda con estudios previos, usando versiones con más ítems (Altemeyer, 1981, 1996; Cárdenas y Parra, 2010; Rubinstein, 1996; Saunders & Ngo, 2017; Zakrisson, 2005).

El modelo de un factor presentó un ajuste muy bueno a los datos una vez liberado un parámetro con respecto a la correlación entre dos residuos. ¿Por qué fue necesaria esta corrección? El ítem 2 (“nuestra sociedad necesita libres pensadores que tengan la valentía para confrontar los convencionalismos, incluso si esto molestase a muchas personas”) y el ítem 7 (“muchas personas desafían al Estado, critican a la Iglesia e ignoran las formas normales de vida, sin que por ello dejen de ser buenas”) están inversamente correlacionado fuera del modelo de un factor cuando ambos son ítems directos. Probablemente, a un subgrupo de estudiantes aun siendo liberales, no les gusta la crítica hacia la religión, las tradiciones religiosas y la iglesia (De la Torre y Martín, 2016); y viceversa, un subgrupo de estudiantes autoritarios sí aceptan o practican este tipo de crítica (Djupe, Neiheisel, & Sokhey, 2018).

Aunque la RWA original (con 16 ítems) parte de una conceptualización unidimensional del autoritarismo y los análisis factoriales usualmente distinguen tres dominios de contenido (agresión, sumisión y convencionalis-

mo), Manganeli-Rattazzi, Bobbio y Canova (2007) sugerían que solo es posible plantear la existencia de dos dimensiones desde el análisis del contenido de sus ítems. Una dimensión incluye contenidos mixtos sobre agresión y sumisión. La otra dimensión agrupa contenidos puros sobre convencionalismo.

Al estudiar una muestra de 363 estudiantes universitarios italianos a través de análisis factorial, se validó esta hipótesis de dos factores correlacionados. No obstante, el presente estudio no apoya esta hipótesis. Los contenidos de convencionalismo se contaminaron con contenidos de sumisión, es decir, no aparecen como una dimensión pura. La agresión autoritaria es lo que se destaca como algo independiente del resto de contenidos. Imhoff y Brussino (2017), en un estudio hecho en población infantil con una muestra de 292 niños y niñas de 9 a 11 años argentinos, hallaron una estructura de dos dimensiones, partiendo desde la versión original de la RAS de 16 ítems. En este estudio, cinco ítems sobre convencionalismo funcionaron mal debido a baja confiabilidad. Con los once ítems seleccionados, se definió un factor de agresión y otro de sumisión, lo que tampoco apoya la propuesta bidimensional de Manganeli-Rattazzi et al. (2007). Por el contrario, el presente estudio y el de Imhoff y Brussino (2017), al igual que los estudios son soluciones trifactoriales (Cárdenas y Parra, 2010; Orellana, 2018a; Zakrisson, 2005), indican que los contenidos de agresión y sumisión son claramente discernibles.

También se plantearon como objetivos describir la distribución de la escala y estimar el posicionamiento ideológico promedio en la muestra de estudiantes. Las distribuciones de variables sobre grado de seguimiento de una ideología política no suelen aproximarse a una curva normal como sí ocurre con las distribuciones de las puntuaciones en escalas que

miden rasgos temperamentales, capacidades y actitudes adaptativas (Smerlak & Youssef, 2017). En algunas ocasiones, las puntuaciones en escalas sobre ideología política presentan una distribución bimodal en forma de U, mostrando polarización hacia uno y otro extremo; y en otras ocasiones tienen una forma sesgada con una cola acortada en un extremo y alargada en el otro (Eysenck, 1998; Cottam, Dietz-Uhler, Mastors, & Preston, 2016). Este último es el caso de las puntuaciones de estos estudiantes en RWA-6. La cola acortada se debió a que las puntuaciones se concentraron en las puntuaciones bajas (liberales) y la cola larga se presentó hacia el polo autoritario. Hay estudiantes que son fuertemente autoritarios, pero son minoría. Sólo uno de cada nueve estudiantes se puede considerar no liberal. Consecuentemente, la puntuación promedio fue de posicionamiento liberal.

A pesar de que la mayoría de los participantes eran de clase social media-alta y alta, esta tendencia liberal es comprensible desde el contexto político mexicano. Las familias de estos jóvenes han vivido cómo el Partido Revolucionario Institucional (PRI) perdió el poder tras 71 años de estilo autoritario y claramente neoliberal desde de la década de 1980, la subida al poder entre 2000 y 2012 de una cristiano-democracia que decepcionó en el cambio, la vuelta a la presidencia entre 2013 y 2018 del PRI sin un cambio auténtico y la llegada a la presidencia en diciembre de 2018 de un candidato de izquierdas, lo que no tenía antecedentes desde el final de la segunda guerra mundial e inicio de la guerra fría (Gutiérrez-Morales, 2012; Pastor-Gómez, 2018).

En otro estudio realizado con la RWA en una muestra de 264 estudiantes de psicología argentinos, usando un muestreo no probabilístico, se halló un nivel de autoritarismo más alto con una media de 3.70 (DE = 0.79)

en un rango de 1 a 7, es decir, en el cuarto intervalo de valores (3.57, 4.43], lo que corresponde a una respuesta ambigua, ni liberal ni conservadora (Comuni, Langelotti, Jaume, Rodríguez y Etchezahar, 2010). Un promedio más alto que el del presente estudio también se encontró en un estudio basado en muestreo probabilístico que colectó una muestra de 421 personas mayores de 15 años del área metropolitana de San Salvador. En un rango de puntajes de 0 a 10, la media aritmética fue de 6.3 (DE = 1.7), lo que muestra una ligera inclinación hacia el polo conservador (Orellana, 2018b). Estos datos procedentes del contexto latinoamericano remarcan que el promedio hallado fue bajo.

Se enunció como último objetivo comprobar la validez concurrente en relación con la actitud hacia personas homosexuales y PVVS. La hipótesis de validez concurrente para la escala de autoritarismo de ala derecha era una relación directa tanto con la actitud de rechazo hacia personas no heterosexuales como hacia PVVS con base en los valores y creencias de esta ideología (Adorno et al., 1950; Altemeyer, 1996; Douglas, Sutton, & Cichocka, 2017; Herek, 2009; Saunders & Ngo, 2017). Se confirmó la hipótesis, siendo la fuerza de asociación media con rechazo hacia personas no heterosexuales y pequeña con rechazo hacia PVVS. Usando otras escalas, esta relación de que las personas más autoritarias rechazan más a las personas no heterosexuales (Crawford et al., 2016; Lingardi et al., 2016) y PVVS (Burgess et al., 2019; Darlington & Hutson, 2017; Rickles et al., 2016) también ha sido verificada.

La RWA-6 presenta un sesgo por deseabilidad social debido al factor de autoengaño con un tamaño del efecto pequeño. Por tanto, en su estudio puede ser importante controlar estadísticamente el autoengaño. Cabe señalar que la relación de la RWA-6 con actitud hacia personas homosexuales y PVVS es sustantiva

ante la deseabilidad social y se mantiene la fuerza de asociación media con la primera variable de actitud y baja con la segunda tras parcializar la varianza de la deseabilidad social, lo que aporta evidencia de validez basada en la relación concurrente con otras variables.

El hecho de que el factor de autoengaño, pero no el de manejo de la impresión, sea el que se relacione con esta medida de sumisión y conformismo es relevante y aporta más comprensión a lo que mide la escala. La persona que la RWA-6 identifica como fuertemente autoritaria es una persona sumisa, seguidora, que no desafía ni cuestiona a la autoridad y reduce los conflictos o dudas a través del autoengaño. Probablemente, no sea hostil, extrapunitiva, maquiavélica, ni paranoide (Adorno et al., 1950; Gerber & Jonathan, 2017; Wood & Gray, 2019), que es la cuestión que tanto sorprendió en el juicio de Jerusalén contra Adolf Eichmann, quien fue el responsable ejecutivo de la solución final contra los judíos en la Alemania nazi (Arendt, 1973).

Como limitación del estudio cabe señalar el uso de un muestreo no probabilístico, por lo que las inferencias deben tomarse con la debida cautela dentro de la población de estudiantes de segundo y tercer año de la carrera medicina de la universidad privada en la que se hizo el estudio. En poblaciones afines, estos resultados pueden considerarse como hipótesis o datos de comparación. El tamaño muestral puede parecer limitado, pero resulta suficiente al contarse con más de siete participantes por parámetro a estimar en todos los modelos (198:13 > 15:1 en el modelo final) y aproximarse a los 200 participantes recomendados para análisis factorial confirmatorio (Kline, 2016).

En conclusión, en estos estudiantes de segundo y tercer año de la carrera de medicina de una universidad privada, no se validó el

modelo de tres factores de la RWA-12. Los ítems del factor de agresión autoritaria, al igual que los ítems directos redactados en sentido autoritario, presentaron pobre confiabilidad y discriminabilidad. Tras la selección de seis ítems redactados en sentido liberal, incluyendo un nuevo ítem sobre la situación de que a una persona abiertamente homosexual se le permita dar servicio en el ejército, la estructura fue de un factor de sumisión y convencionalismo. Su confiabilidad fue buena por los índices más adecuados ( $\omega$  de McDonald y  $H$  de Hancock y Mueller ordinales  $> .80$  en el modelo corregido). El ajuste del modelo fue bueno al liberarse la correlación entre dos ítems. Esta corrección parece estar relacionada con la necesidad de no criticar a la iglesia y las creencias religiosas desde un posicionamiento liberal y viceversa, es decir, estar abierto a esta crítica desde un posicionamiento autoritario. La distribución de la escala mostró colas asimétricas, acortada a la izquierda y alargada a la derecha. El promedio reflejó un posicionamiento liberal. En términos absolutos, nueve de cada diez participantes son liberales. Debido a la no normalidad, la RWA-6 puede ser baremada a través de puntuaciones de percentil. En términos relativos a la muestra, una puntuación mayor o igual que 4 (percentil 85) refleja un nivel alto de autoritarismo. La escala mostró evidencia de validez basada en la relación concurrente con la actitud hacia personas no heterosexuales y PVVS. La RWA-6 presenta un pequeño sesgo por deseabilidad social provocado por el autoengaño, siendo su tamaño del efecto pequeño.

Se sugiere el uso de la RWA-6 en la población estudiada y su investigación en otras poblaciones. La ventaja de la escala es su brevedad (seis ítems) y facilidad de uso (un factor con ítems directos). Al emplearse en estudios explicativos o correlacionales,

sería conveniente controlar estadísticamente el autoengaño o una medida de deseabilidad social que incluya este factor, como el BIDR, aun cuando el tamaño de su efecto es pequeño. Falta estimar la confiabilidad temporal de las puntuaciones en RWA-6 y la estabilidad temporal de su modelo unifactorial. Se recomienda comprobar la hipótesis interpretativa de que las puntuaciones en RWA-6 presentarán baja correlación o independencia con paranooidismo, maquiavelismo y psicopatía.

### Referencias

- Adefisoye, J. O., Golam-Kibria, B. M., & George, F. (2016). Performances of several univariate tests of normality: An empirical study. *Journal of Biometrics & Biostatistics*, 7(322), 1-8. doi: 10.4172/2155-6180.1000322
- Adorno, T. W., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, D. J., & Sanford, R. N. (1950). *The authoritarian personality*. New York, NY: Norton.
- Altemeyer, B. (1981). *Right-wing authoritarianism*. Winnipeg, Canada: University of Manitoba Press.
- Altemeyer, B. (1988). *Enemies of freedom*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Altemeyer, B. (1996). *The authoritarian specter*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- American Psychological Association (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct. With the 2016 amendment to standard 3.04*. Washington, DC: APA. Descargado de <https://www.apa.org/ethics/code/>
- Arendt, H. (1973). *Origins of totalitarianism* (4a ed.). New York, NY: Harcourt Brace Jovanovich.
- Bishara, A. J., & Hittner, J. B. (2015). Reducing bias and error in the correlation coefficient due to nonnormality. *Educational and Psychological Measurement*, 75(5), 785-804. doi: 10.1177/0013164414557639
- Bishop, P. A., & Herron, R. L. (2015). Use and misuse of the Likert item responses and other ordinal measures. *International Journal of Exercise Science*, 8(3), 297-302. URL: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4833473/>
- Burgess, D. J., Hardeman, R. R., Burke, S. E., Cunningham, B. A., Dovidio, J. F., Nelson, D. B., ... van Ryn, M. (2019). Incoming medical students' political orientation affects outcomes related to care of marginalized groups: Results

- from the medical student CHANGES study. *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 44 (1), 113-146. doi: 10.1215/03616878-7206755
- Byrne, B. (2016). *Structural equation modelling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (3a ed.). New York, NY: Routledge Academic.
- Cárdenas, M. y Parra, L. (2010). Adaptación y validación de la Versión Abreviada de la Escala de Autoritarismos de Derechas (RWA) en una muestra chilena. *Revista de Psicología*, 19(1), 61-79. doi: 10.5354/0719-0581.2011.17098
- Cheung, G. W., & Wang, C. (2017). Current approaches for assessing convergent and discriminant validity with SEM: issues and solutions. *Academy of Management Proceedings*, 2017(1), 12706. doi: 10.5465/AMBPP.2017.12706abstract
- Comuni, A., Langelotti, L., Jaume, L. C., Rodríguez, F. A. y Etchezahar, E. (2010). Autoritarismo de derechas y posicionamiento ideológico en estudiantes universitarios. En Facultad de Psicología de la UBA (Ed.), *Memorias del II congreso internacional de investigación y práctica profesional en psicología. XVII jornadas de investigación sexto encuentro de investigadores en psicología del MERCOSUR* (pp. 73-75). Buenos Aires: Ediciones de la Facultad de Psicología, Universidad de Buenos Aires. Recuperado de <https://www.aacademica.org/000-031/580>
- Conway, L. G., Houck, S., Gornick, L. J., & Repke, M. A. (2018). Finding the Loch Ness monster: left-wing authoritarianism in the United States. *Political Psychology* 39(5), 1049-1067. doi: 10.1111/pops.12470
- Cottam, M. L., Dietz-Uhler, B., Mastors, E., & Preston, T. (Eds.). (2016). *Introduction to political psychology* (3a ed.). New York, NY: Routledge Academic.
- Crawford, J. T., Brandt, M. J., Inbar, Y., & Mallinas, S. R. (2016). Right-wing authoritarianism predicts prejudice equally toward “gay men and lesbians” and “homosexuals”. *Journal of Personality and Social Psychology*, 111(2), e31-e45. doi: 10.1037/pspp0000070
- Cuna-Pérez, E. (2006). Reflexiones sobre el desencanto democrático. El caso de los partidos políticos y los jóvenes en la ciudad de México. *Sociológica México*, 21(61), 95-133. URL: <http://www.sociologicamexico.azc.uam.mx/index.php/Sociologica/issue/view/30/showToc>
- Darlington, C. K., & Hutson, S. P. (2017). Understanding HIV-related stigma among women in the Southern United States: A literature review. *AIDS and Behavior*, 21(1), 12-26. doi: 10.1007/s10461-016-1504-9
- De la Torre, R. y Martín, E. (2016). Religious studies in Latin America. *Annual Review of Sociology*, 42, 473-492. doi: 10.1146/annurev-soc-081715-074427
- Djupe, P. A., Neiheisel, J. R., & Sokhey, A. E. (2018). Reconsidering the role of politics in leaving religion: the importance of affiliation. *American Journal of Political Science*, 62, 161-175. doi: 10.1111/ajps.12308
- Dominguez-Lara, S. (2016). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente H: breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia*, 10(2), 87-94. doi: 10.21500/19002386.2134
- Douglas, K. M., Sutton, R. M., & Cichocka, A. (2017). The psychology of conspiracy theories. *Current Directions in Psychological Science*, 26(6), 538-542. doi: 10.1177/0963721417718261
- Emmerich, G. E. (2010). The state of democracy in Mexico. *Norteamérica*, 5(1), 247-285. doi: 10.22201/cisan.24487228e.2010.01
- Etchezahar, E., Ungaretti, J. y Costa, G. (2015). Autoritarismo del ala de derechas: Conceptualización, evaluación y perspectivas a futuro. *Investigaciones en Psicología*, 20(3), 19-25. URL: [http://www.psi.uba.ar/investigaciones/revistas/investigaciones/indice/trabajos\\_completos/anio20\\_3/etchezahar\\_ungaretti\\_costa.pdf](http://www.psi.uba.ar/investigaciones/revistas/investigaciones/indice/trabajos_completos/anio20_3/etchezahar_ungaretti_costa.pdf)
- Eysenck, H. J. (1998). *The psychology of politics*. New York, NY: Routledge Academic.
- Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi: 10.2307/3151312
- George, D., & Mallery, P. (2017). *IBM SPSS Statistics 23 step by step. A simple guide and reference* (14a ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon. doi: 10.4324/9781315545899
- Gerber, M. M., & Jonathan J. (2017). Justifying violence: legitimacy, ideology and public support for police use of force. *Psychology, Crime & Law*, 23(1), 79-95. doi: 10.1080/1068316X.2016.1220556
- Gutiérrez-Morales, I. M. (2012). Falacias en los discursos de los candidatos presidenciales en México (2012). *Revista Latinoamericana de Estudios del Discurso*, 12(2), 1-16. Recuperado de <http://raled.comunidadaled.org/index.php/raled/article/view/69>
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. En R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future-A Festschrift in honor of Karl*

- Jöreskog (pp. 195-216). Lincolnwood, IL: Scientific Software Internal.
- Herek, G. M. (1984). Attitudes toward lesbians and gay men: A factor analytic study. *Journal of Homosexuality*, 10(1/2), 39-51. doi: 10.1300/J082v10n01\_03
- Herek, G. M. (1996). Why tell if you're not asked? Self-disclosure, intergroup contact, and heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men. En G. M. Herek, J. B. Jobe, & R. M. Carney (Eds.), *Worlds of desire. Out in force: Sexual orientation and the military* (pp. 197-225). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Herek, G. M. (2009). Sexual stigma and sexual prejudice in the United States: A conceptual framework. En D. A. Hope (Ed.), *Contemporary perspectives on lesbian, gay, and bisexual identities* (pp. 65-111). New York, NY: Springer. doi: 10.1007/978-0-387-09556-1\_4
- Hernández-Sampieri, R., Fernández-Collado, C. y Baptista-Lucio, M. P. (2014). *Metodología de la investigación* (6a ed.). Ciudad de México: McGraw-Hill.
- Imhoff, D. y Brussino, S. (2017). Evaluación psicométrica de las Escalas de Orientación a la Dominancia Social y al Autoritarismo en niños/as. *Revista de Psicología*, 26(2), 29-39. doi: 10.5354/0719-0581.2017.47946
- Kankainen, A., Taskinen, S., & Oja, H. (2007). Tests of multinormality based on location vectors and scatter matrices. *Statistical Methods and Applications*, 16(3), 357-379. doi: 10.1007/s10260-007-0045-9.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4a ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Knight, K. (1999). Right-wing authoritarianism scale. En J. Robinson, P. Shaver & L. Wrightsman (Eds.), *Measures of political attitudes* (pp. 59-158). San Diego, CA: Academic Press.
- Lamprianou, I., & Ellinas, A. A. (2017). Institutional grievances and right-wing extremism: Voting for Golden Dawn in Greece. *South European Society and Politics*, 22(1), 43-60. doi: 10.1080/13608746.2016.1207302
- Levin, M. E., Luoma, J. B., Vilaridaga, R., Lillis, J., Nobles, R., & Hayes, S. C. (2016). Examining the role of psychological inflexibility, perspective taking, and empathic concern in generalized prejudice. *Journal of Applied Social Psychology*, 46(3), 180-191. doi: 10.1111/jasp.12355
- Lin, W. L., & Yao G. (2014). Concurrent validity. En A. C. Michalos (Ed.), *Encyclopedia of quality of life and well-being research* (p. 54). Dordrecht, Netherlands: Springer. doi: 10.1007/978-94-007-0753-5\_516
- Lingiardi, V., Nardelli, N., Ioverno, S., Falanga, S., Di Chiacchio, C., Tanzilli, A., & Baiocco, R. (2016). Homonegativity in Italy: Cultural issues, personality characteristics, and demographic correlates with negative attitudes toward lesbians and gay men. *Sexuality Research & Social Policy*, 13(2), 95-108. doi: 10.1007/s13178-015-0197-6
- Manganelli-Rattazzi, A. M., Bobbio, A., & Canova, L. (2007). A short version of the Right-Wing Authoritarianism (RWA) Scale. *Personality and Individual Differences*, 43(5), 1223-1234. doi: 10.1016/j.paid.2007.03.013
- Minkenberg, M. (2018). Religion and radical right. En J. Rydgren (Ed.), *The Oxford handbook of the radical right* (pp. 366-393). New York, NY: Oxford University Press. doi: 10.1093/oxfordhb/9780190274559.013.19
- Moral-de la Rubia, J., García-Cadena, C. H. y Antón-Casas, C. J. (2012). Traducción y validación del Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder en una muestra probabilística de estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología GEPU*, 3(2), 54-72. doi: 10.22199/S07187475.2012.0003.00006
- Neumann, R., Hülsenbeck, K., & Seibt, B. (2004). Attitudes towards people with AIDS and avoidance behavior: Automatic and reflective bases of behavior. *Journal of Experimental Social Psychology*, 40(4), 543-550. doi: 10.1016/j.jesp.2003.10.006
- Orellana, C. I. (2018a). El autoritarismo de derechas como sustrato psicosocial de odio. *Teoría y Praxis*, 32, 105-136. doi: 10.5377/typ.v0i32.6392
- Orellana, C. I. (2018b). Propiedades métricas de la Escala Salvadoreña de Autoritarismo de Derechas (RWA). *Revista Evaluar*, 18(1), 12-26. doi: 10.35670/1667-4545.v18.n1.19766
- Pastor-Gómez, M. L. (2018). México y el nuevo gobierno tras el triunfo de López Obrador. *Boletín del Instituto Español de Estudios Estratégicos*, 11, 179-195. URL: [http://www.ieee.es/Galerias/fichero/docs\\_analisis/2018/DIEEEA34-2018MexicoMLPG.pdf](http://www.ieee.es/Galerias/fichero/docs_analisis/2018/DIEEEA34-2018MexicoMLPG.pdf)
- Paulhus, D. L. (1998). *Manual for balanced inventory of desirable responding: Version 7*. Toronto: Multi-Health Systems.
- Quirós, R. R. y Sibaja, M. A. (2017). Predictores psicosociales que subyacen al pensamiento político: un estudio en dos poblaciones universitarias costarricenses. *Revista Psicología Política*, 17(39), 370-385. Recuperado de [http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_abstract&pid=S1519-](http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1519-)



- 549X2017000200014&lng=pt&nrm=iso&tlng=es
- Rickles, N. M., Furtek, K. J., Malladi, R., Ng, E., & Zhou, M. (2016). Pharmacy student attitudes and willingness to engage in care with people living with HIV/AIDS. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 80(3), article 45. doi: 10.5688/ajpe80345
- Rodríguez-Reyes, A. (2015). El social-conformismo: la plataforma para mantener las desigualdades. (El caso Panamá). Buenos Aires: Clacso. Recuperado de <http://biblioteca.clacso.edu.ar/clacso/clacso-crop/20150603065906/social.pdf>
- Rubinstein, G. (1996). Two peoples in one land: A validation study of Altemeyer's right-wing authoritarianism scale in the Palestinian and Jewish societies in Israel. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 27(2), 216-230. doi: 10.1177/0022022196272005
- Saunders, B. A., & Ngo, J. (2017). The right-wing authoritarianism scale. En V. Zeigler-Hill, & T. K. Shackelford (Eds.), *Encyclopedia of personality and individual differences* (pp 1-4). Cham, Suiza: Springer International Publishing. doi: 10.1007/978-3-319-28099-8\_1262-1
- Siqueira, T. B. (2017). *Lessons from the Global South: the indigenous experience with democracy from below in Mexico*. Lido, Venecia: Global Campus Europe. doi: 20.500.11825/588
- Smerlak, M., & Youssef, A. (2017). Limiting fitness distributions in evolutionary dynamics. *Journal of Theoretical Biology*, 416, 68-80. doi: 10.1016/j.jtbi.2017.01.005
- Van Assche, J., Roets, A., Dhont, K., & Van Hiel, A. (2016). The association between actual and perceived ethnic diversity: the moderating role of authoritarianism and implications for outgroup threat, anxiety, and mistrust. *European Journal of Social Psychology*, 46(7), 807-817. doi: 10.1002/ejsp.2211
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de Psicología*, 33(3), 755-782. doi: 10.6018/analesps.33.3.268401
- Wood, M., & Gray, D. (2019). Right-wing authoritarianism as a predictor of pro-establishment versus anti-establishment conspiracy theories. *Personality and Individual Differences*, 138(1), 163-166. doi: 10.1016/j.paid.2018.09.036
- Woodruff, D., & Wu, Y-F. (2012). *Statistical considerations in choosing a test reliability coefficient*. Iowa City, IA: ACT Research Report Series.
- Zakrisson, I. (2005). Construction of a short version of Right-Wing Authoritarianism (RWA) scale. *Personality and Individual Differences*, 39(5), 863-872. doi: 10.1016/j.paid.2005.02.026