

# La percepción de peligro y competencia como factores predictores del prejuicio hacia diferentes grupos sociales

## The perception of danger and competence as predictors of prejudice towards different social groups

Joaquín Ungaretti<sup>1</sup>, Edgardo Etchezahar<sup>1 3</sup>; Silvina Brussino<sup>2 3</sup>

<sup>1</sup> Universidad de Buenos Aires (UBA), Argentina.

<sup>2</sup> Universidad Nacional de Córdoba (UNC), Argentina

<sup>3</sup> Comisión Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina.

Disponible online 30 de abril de 2015

El prejuicio ha sido descrito como un fenómeno generalizado ya que individuos prejuiciosos hacia determinados grupos sociales también suelen serlo hacia otros. Sin embargo, estudios recientes indican que la percepción de peligro expresada por el autoritarismo del ala de derechas y la percepción de competencia intergrupala, expresada por la orientación a la dominancia social, podrían ser factores diferenciales en la explicación del prejuicio generalizado. El objetivo principal de este trabajo fue analizar la dimensionalidad del prejuicio generalizado, para luego dar cuenta si el autoritarismo del ala de derechas y la orientación a la dominancia social son predictores de diversas formas de prejuicio. Participaron del estudio 376 estudiantes universitarios de la Ciudad de Buenos Aires con edades entre 18 y 42 años ( $M = 23.17$ ;  $DT = 3.1$ ), de los cuales 42,1% eran hombres. Los resultados principales indicaron la presencia de tres dimensiones que agrupaban diferentes grupos sociales, explicados diferencialmente por la orientación a la dominancia social y el autoritarismo del ala de derechas. Estos hallazgos refuerzan la noción del prejuicio generalizado como un fenómeno complejo y multidimensional, explicado diferencialmente por la percepción de peligro y competencia que se manifiesta a través de los niveles de autoritarismo y dominancia.

Palabras Clave: Prejuicio; Autoritarismo del ala de derechas; Orientación a la dominancia social; Peligro; Competencia.

Prejudice has been described as a generalized phenomenon because individuals who express prejudice towards certain social groups also tend to express prejudice toward other groups. However, recent studies indicate that the perception of danger expressed by right-wing authoritarians and the perception of intergroup competence expressed by individuals with a social dominance orientation could be distinguishing factors in explaining the generalized prejudice. The main aim of this study was to analyse the dimensionality of generalized prejudice and then investigate if right-wing authoritarianism and a social dominance orientation were predictors of various forms of prejudice. The sample comprised 376 college students from Buenos Aires aged between 18 and 42 years ( $M = 23.17$ ,  $SD = 3.1$ ), of whom 42.1% were male. The main results suggest that there are three dimensions that distinguish different social groups, which are differentially explained by a social dominance orientation and right-wing authoritarianism. These findings reinforce the notion of generalized prejudice as a complex and multidimensional phenomenon, differentially explained by the perception of danger and competence that manifests through individual levels of authoritarianism and social dominance.

Key Words: Prejudice; Right-wing authoritarianism; Social Dominance Orientation; Danger; Competence.

El prejuicio y la discriminación en Argentina no fueron considerados una problemática que necesitaba regulación legal hasta la sanción de la Ley Antidiscriminatoria N° 23.592 (1988). Desde entonces, comenzaron a tomarse medidas con el objetivo de prevenir estos fenómenos, entre las que se destaca la creación del Instituto Nacional contra la Discriminación, la Xenofobia y el Racismo (INADI). Sin embargo, a pesar de los avances en materia de prevención del prejuicio y la discriminación, el INADI (2013) informa que durante el año 2012 se recibieron 2109 denuncias por discriminación, mientras que en 2013 la cifra ascendió a 4827, siendo el Área Metropolitana de Buenos Aires (AMBA) el sector más afectados con un 45,25% del total de denuncias. Asimismo, el Observatorio de la Deuda Social Argentina (2013) informa que durante el primer trimestre de 2012, el 12,9% de los argentinos se sintieron discriminados por diversos motivos. Estas cifras indican que el prejuicio y la discriminación continúan vigentes en nuestro país, demandando ser abordadas para su comprensión y prevención.

Desde una perspectiva psicológica, se considera que el prejuicio tiene sus raíces en estrategias cognitivas específicas que los individuos utilizan para dar sentido a los procesos naturales y sociales (Dovidio, Hewstone, Glick y Esses, 2010). Desde esta perspectiva, serían los procesos de categorización, percepción y enjuiciamiento social los que originan el prejuicio, el cual puede definirse como “una antipatía basada en una generalización inflexible y errónea, que puede ser sentida o expresada, dirigida hacia un grupo como totalidad o hacia un individuo por ser miembro de un grupo” (Allport, 1954, p. 9). Una de las características principales del prejuicio es que constituye un fenómeno generalizado, es decir, los individuos que se muestran prejuiciosos hacia un determinado grupo minoritario (e.g. homosexuales), suelen hacerlo hacia otros (e.g. inmigrantes) (Brandt y Reyna, 2011; Henry y Pratto, 2010). Por ejemplo, Bierly (1985) evaluó la relación entre diferentes tipos de prejuicio (homosexualidad, sexismo, racismo y ageísmo) e informó asociaciones significativas entre los mismos (promedio de  $r = .53$ ;  $p < .01$ ). Por su parte, Ekehammar, Akrami, Gylje y Zakrisson (2004), reportaron asociaciones significativas con valores moderados y altos ( $.24 < r < .59$ ;  $p < .01$ ) entre el prejuicio racial moderno, el sexismo moderno, el prejuicio hacia personas con discapacidad y las actitudes hacia la homosexualidad. Además, los autores realizaron un análisis factorial exploratorio con las diferentes medidas de prejuicio e identificaron un solo factor que explicó el 57% de la varianza total y lo denominaron prejuicio generalizado. Recientemente, Akrami, Ekehammar y Bergh (2011) evaluaron el prejuicio generalizado en relación a cuatro grupos sociales: mujeres, inmigrantes, discapacitados y homosexuales. Los resultados informados indican que los niveles de prejuicio hacia los cuatro grupos correlacionan de manera positiva y significativa ( $.30 < r < .54$ ;  $p < .01$ ).

Según Sibley y Duckitt (2013), el prejuicio como fenómeno generalizado daría cuenta de ciertos rasgos o características estables de los individuos que favorecerían su emergencia

y sostenimiento. De acuerdo con Duckitt (2006, ver también Asbrock, Sibley, y Duckitt, 2010), el autoritarismo y la orientación a la dominancia social serían las bases sobre las cuáles se sostiene el prejuicio generalizado (Cohrs y Asbrock, 2009; Mavor, Louis y Sibley, 2010; Sibley y Duckitt, 2008). Por una parte, el autoritarismo se define como la covariación de tres conglomerados actitudinales: sumisión autoritaria, agresión autoritaria y convencionalismo (Altemeyer, 2006). El primero refiere a la tendencia a someterse a las autoridades del endogrupo, el segundo evalúa la predisposición a la hostilidad hacia personas y grupos considerados como potenciales amenazas para el propio y el tercero refiere a la aceptación acrítica de las convenciones sociales del grupo de pertenencia (Etchezarhar y Brussino, 2013). De acuerdo a lo expuesto, el autoritarismo expresa la creencia en un control social coercitivo, en la obediencia y respeto por la autoridad y en la conformidad con normas y valores tradicionales (Feldman, 2003). A partir de esta concepción, es esperable que los individuos con características autoritarias presenten mayores niveles de prejuicio hacia grupos percibidos como peligrosos y amenazantes de las normas, valores y modos de vida tradicionales del propio grupo (Duckitt y Sibley, 2007). Por otra parte, la orientación a la dominancia social se define como una tendencia hacia las relaciones intergrupales jerárquicas por sobre relaciones igualitarias y como el deseo por mantener la superioridad y dominio del propio grupo por sobre el exogrupo (Cohrs, Asbrock y Sibley, 2012; Henry y Pratto, 2010). Conforme lo expuesto, es esperable que aquellos sujetos con mayores niveles de orientación a la dominancia social se manifiesten negativamente hacia grupos percibidos como inferiores o hacia aquellos que compiten por los recursos y el poder (Duckitt, 2001; Duriez y van Hiel, 2002; Sibley y Duckitt, 2008).

Si bien diferentes estudios aportaron evidencia a favor de un modelo unidimensional para el estudio del prejuicio generalizado (Akrami et al., 2011; Ekehammar et al., 2004), explicado por el autoritarismo del ala de derechas y la dominancia social (Altemeyer, 1998; Duckitt, Wagner, du Plessis y Birum, 2002; Ekehammar et al., 2004), esta idea ha sido discutida (Fiske, Xu, Cuddy y Glick, 1999; Glick y Fiske, 1996). En esta línea, uno de los principales cuestionamientos fue expresado por Duckitt (2001; ver Asbrock et al., 2010), quién desarrolló un Modelo Motivacional Dual para el estudio del prejuicio (DPM por sus siglas en inglés) y sostuvo que el prejuicio generalizado presenta diferentes dimensiones que pueden ser explicadas de manera diferencial por los niveles de autoritarismo y dominancia de un individuo. Para analizar el fenómeno, Sibley y Duckitt (2008, ver también Asbrock, Christ, Duckitt y Sibley, 2012) utilizaron el Termómetro de Calificaciones Afectivas hacia Grupos Sociales (en adelante TCAGS) y obtuvieron una estructura factorial compuesta por tres conglomerados, cada uno de los cuales fue explicado diferencialmente por el autoritarismo (en adelante RWA, siglas en inglés para *Right-Wing Authoritarianism*) y la dominancia social (en adelante SDO,

siglas en inglés para *Social Dominance Orientation*). En este sentido, dado que el RWA surge de la motivación por mantener las tradiciones y la seguridad grupal, favoreció la emergencia del prejuicio hacia grupos percibidos como “peligrosos” ( $\beta = .36; p < .01$ ) (e.g., vendedores de droga, criminales, ex convictos). Por otra parte, debido a que la SDO surge de la motivación por el dominio y la superioridad del propio grupo, se observó como resultado la emergencia del prejuicio hacia grupos percibidos como “derogados” ( $\beta = .32; p < .01$ ), sea porque son percibidos como inferiores (e.g. obesos, discapacitados) o como desafiantes para la organización social (e.g. inmigrantes). Además, en línea con los estudios iniciales del prejuicio como fenómeno generalizado (Altemeyer, 1998; Ekehammar et al., 2004; Duckitt et al., 2002), los autores hallaron que para determinados grupos sociales tanto RWA como SDO explicaron su emergencia de manera indistinta. Tal fue el caso de los grupos “disidentes” que representan una competencia directa ( $\beta = .18; p < .01$ ), así como también una amenaza al orden, la estabilidad y la cohesión social ( $\beta = .50; p < .01$ ) (e.g., movimientos feministas, prostitutas, gays).

De acuerdo a lo expuesto, el objetivo principal de este trabajo fue analizar el efecto diferencial del autoritarismo del ala de derechas y la orientación a la dominancia social sobre el prejuicio generalizado en una muestra de estudiantes universitarios de la Ciudad de Buenos Aires. En primer lugar se evaluará la dimensionalidad del prejuicio generalizado, para luego analizar el poder explicativo de ambas variables sobre las diferentes dimensiones del constructo.

A partir de los trabajos previos sobre la temática es posible anticipar que, en primer lugar, el prejuicio generalizado evaluado a través del TCAGS presentará una estructura compuesta por tres dimensiones llamadas “Grupos peligrosos”, “Grupos derogados” y “Grupos disidentes” (hipótesis 1). Posteriormente, se espera que el RWA sea una variable predictora del prejuicio hacia los “Grupos peligrosos” (hipótesis 2), que la SDO sea una variable predictora del prejuicio hacia los “Grupos derogados” (hipótesis 3) y que ambas variables (RWA y SDO) sean predictoras del prejuicio hacia los “Grupos disidentes” (hipótesis 4).

## Método

### Participantes

Los participantes se seleccionaron por medio de un muestreo no probabilístico, incidental, por cuotas de género, compuesto por 376 estudiantes universitarios de la Ciudad de Buenos Aires, con edades comprendidas entre los 18 y 42 años ( $M = 23,17; DT = 3,1$ ). El 42.1% eran hombres ( $n = 158$ ) y el 57.9% mujeres ( $n = 218$ ). Además, el 5.8% ( $n = 22$ ) se autoposicionó como perteneciente a clase social media-baja, el 81.6% ( $n = 307$ ) a clase media y el 12.6% ( $n = 47$ ) a clase media-alta.

### Instrumentos

Se emplearon mediciones de autoinforme mediante una batería de instrumentos de evaluación, compuesta por:

**Prejuicio Generalizado.** Para evaluar dicho constructo se realizará la adaptación y validación a la población objetivo, del “termómetro de calificaciones afectivas hacia grupos sociales” (TCAGS, Duckitt y Sibley, 2007), con el objetivo de evaluar las actitudes hacia 24 grupos o categorías de personas que comúnmente suelen ser objeto de prejuicio. Los grupos fueron seleccionados en función de su pertenencia a la categoría de “derogados” (e.g. obesos, discapacitados, pacientes psiquiátricos, amas de casa), “peligrosos” (e.g. criminales violentos, vendedores de droga, drogadictos, homosexuales, prostitutas, ateos) y “disidentes” (e.g. feministas, protestantes). Los grupos sociales que conformaron la versión definitiva del instrumento derivaron de aquellos contemplados por los autores de la versión original y de la información obtenida luego de someter el instrumento a juicio de expertos. Se les solicitará a los participantes que indiquen el tipo de sentimientos que le suscita cada grupo en un formato de respuesta tipo Likert de cinco anclajes, siendo 1= “Totalmente negativos” y 5= “Totalmente positivos”. La consistencia interna para cada una de las dimensiones ( $.73 < \alpha < .77$ ) y validez de constructo ( $\chi^2_{(188)} = 893.96; SRMR = .099; RMSEA = .10$ ) obtenidas en estudios previos fueron adecuadas (Asbrock et al., 2010).

**Escala de Autoritarismo del ala de derechas (RWA).** Para evaluar el constructo se utilizó una versión reducida de la escala RWA (Altemeyer, 2006) compuesta por seis ítems (e.g. “Nuestro país necesita un líder poderoso que pueda enfrentar a los extremistas e inmorales que actualmente prevalecen en nuestra sociedad”, “Hay muchas personas extremistas e inmorales tratando de arruinar las cosas; la sociedad debe detenerlos”), adaptada y validada al contexto local (Etchezahar, 2012). Para su validación se trabajó con tres muestras de estudiantes universitarios de la Ciudad de Buenos Aires ( $N = 1273$ ), cuya consistencia interna ( $.73 < \alpha < .83$ ) y validez de constructo ( $.98 < CFI < .99; .04 < RMSEA < .07$ ) demostraron ser adecuadas. El formato de respuesta de la misma es tipo Likert con cinco anclajes de respuesta desde 1 = “Totalmente en desacuerdo” a 5 = “Totalmente de acuerdo”. Puntuaciones mayores indican mayores niveles de autoritarismo. En este estudio se observó un nivel de consistencia interna adecuado ( $\alpha = .75$ ).

**Escala de Orientación a la Dominancia Social (SDO).** La escala utilizada fue una versión adaptada y validada al contexto argentino (Etchezahar, Prado-Gascó, Jaume y Brussino 2014) de la escala original (Pratto, Sidanius, Stallworth y Malle, 1994; Sidanius y Pratto, 1999). Los 10 ítems que componen la escala distinguen dos dimensiones del constructo: Dominancia grupal (e.g. “Para salir adelante en la vida, algunas veces es necesario pasar por encima de otros grupos de personas”, “Todos los grupos superiores deberían dominar a los grupos inferiores”) y Oposición a la igualdad (e.g. “Habría menos problemas si tratáramos a los diferentes grupos de manera más igualitaria”, “Se debe aumentar la igualdad social”) que en su conjunto con-

forman al constructo SDO. Los ítems de la dimensión Oposición a la igualdad fueron redactados originalmente en el sentido opuesto al constructo, por lo tanto es necesario invertir su puntuación para calcular el total de la escala. Las propiedades métricas de la escala fueron estudiadas en una muestra de estudiantes universitarios de la Ciudad de Buenos Aires ( $N = 302$ ), cuya consistencia interna ( $\alpha = .88$ ) y validez de constructo ( $CFI = .94$ ;  $RMSEA = .07$ ) demostraron ser adecuadas. El formato de respuesta ha sido en una escala de 1 = “Completamente en desacuerdo” a 5 = “Completamente de acuerdo”. Mayores niveles sugieren una mayor orientación a la dominancia social. En este estudio se observó un nivel de consistencia interna adecuado para la escala total ( $\alpha = .78$ ).

**Cuestionario de datos personales.** Se indagó por el sexo, la edad y la clase social autopercebida de los participantes.

**Procedimiento**

Para la adaptación del TCAGS (Duckitt y Sibley, 2007) al contexto argentino, se siguieron los estándares metodológicos internacionales recomendados por la International Test Commission (ITC) para una adaptación correcta de un instrumento de un contexto idiomático a otro (Hambleton, 1994, 1996, 2005; Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013). Se procedió a realizar una retrotraducción de los ítems que se analizaron (inglés-español-inglés) por dos lingüistas. Posteriormente, se sometió el instrumento a evaluación por jueces expertos, uno con conocimientos sobre el Modelo Motivacional Dual para el estudio del prejuicio (Duckitt, 2001) y otro experto en el área de psicometría, quienes analizaron la equivalencia conceptual de la versión original del instrumento con las dos traducciones independientes. Estos pasos previos permitieron el ajuste idiomático del instrumento y fueron útiles para identificar que la mayor parte de los grupos sociales propuestos en la versión original del mismo, también serían considerados como objetos de prejuicio por la población objetivo del presente estudio.

Los cuestionarios fueron administrados de manera colectiva durante el primer cuatrimestre de 2014, en un solo encuentro y en horario regular de clases. Además, los estudiantes universitarios que formaron parte de esta investigación lo hicieron de manera voluntaria y anónima, luego de brindar su consentimiento. Previamente a la toma de datos, se informó a los participantes que los datos relevados serían utilizados con fines exclusivamente académico-científicos, según lo indica la Ley Nacional 25.326 de protección de datos personales.

**Análisis de Datos**

Para llevar a cabo los análisis correspondientes se utilizó el software SPSS para Windows versión 19.0 y el EQS 6.1 (AFC). En primer lugar, se calculó la correlación ítem-total ( $r_{jx}$ ) y el coeficiente alfa si se elimina el elemento ( $\alpha -i$ ) para cada uno de los ítems. En segundo lugar se procedió al estudio de la con-

sistencia interna del instrumento mediante el estadístico alfa de Cronbach y seguidamente se analizó la validez de la escala a través del análisis factorial exploratorio (AFE), teniendo en cuenta previamente el test de esfericidad de Bartlett y el grado de adecuación muestral a través de la prueba de Kaiser - Meyer - Olkin ( $KMO$ ). Posteriormente, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para probar los modelos de una y tres dimensiones del prejuicio generalizado y luego se evaluó la asociación entre cada una de las dimensiones del TCAGS a través del estadístico  $r$  de Pearson. Por último, para analizar las diferencias en la varianza entre las dimensiones del Prejuicio Generalizado evaluado a través del TCAGS, RWA y SDO, se realizó un análisis de Regresión Lineal.

**Resultados**

En primer lugar se llevó cabo un análisis factorial exploratorio ( $KMO = .865$ ; Bartlett:  $p < .001$ ) por componentes principales con rotación Varimax. Surgieron tres dimensiones cuyos autovalores fueron mayores a uno. En la Tabla 1 se presenta la correlación ítem-total ( $r_{jx}$ ), el alfa si se elimina el elemento ( $\alpha -i$ ) y las saturaciones ítem-factor de los grupos sociales que componen al Termómetro de Calificaciones Afectivas hacia Grupos Sociales (TCAGS).

**Tabla 1**

Correlación ítem-total, alfa si se elimina el elemento y matriz de componentes rotados del Termómetro de Calificaciones Afectivas hacia Grupos Sociales.

Grupos	$R_{jx}$	$\alpha -i$	Dimensiones		
			1	2	3
Delincuentes	.73	.74	<b>.84</b>	.08	-.03
Vendedores de droga	.65	.76	<b>.75</b>	.10	-.22
Barras Bravas	.61	.77	<b>.74</b>	-.03	-.13
Piqueteros	.62	.76	<b>.72</b>	.25	.20
Mujeres Profesionales	.47	.79	<b>-.61</b>	.13	.26
Drogadictos	.47	.79	<b>.59</b>	.29	.21
Ex convictos	.46	.82	<b>.46</b>	.01	.42
Lesbianas	.73	.76	-.04	<b>.81</b>	.25
Gays	.68	.77	-.11	<b>.73</b>	.39
Travestis	.69	.77	.30	<b>.72</b>	.15
Gente a favor del aborto	.55	.80	.14	<b>.64</b>	.00
Ateos	.48	.80	-.06	<b>.64</b>	.10
Prostitutas	.48	.80	.44	<b>.55</b>	.13
Feministas	.49	.82	.04	<b>.57</b>	-.05
Discapacitados	.64	.71	-.20	.06	<b>.71</b>
Obesos	.62	.71	.09	.25	<b>.70</b>
Pacientes Psiquiátricos	.55	.74	.24	.16	<b>.67</b>
Inmigrantes	.49	.73	.03	.13	<b>.64</b>
Ancianos	.52	.72	-.48	.01	<b>.59</b>
Amas de casa	.61	.74	-.32	.04	<b>.53</b>

*Notas.* en negrita se resaltan las cargas factoriales correspondientes al factor que las agrupa.  $R_{jx}$ : correlación ítem-total;  $\alpha -i$ : alfa de Cronbach si se elimina el elemento.

La varianza total de la escala fue de 53,63%, la cual se distribuye en un 20,28%, 17,23% y 16,11% respectivamente en cada una de las tres dimensiones.

Si bien los análisis realizados indicaron evidencia de validez para las tres dimensiones del TCAGS, se procedió a comparar los modelos de una y tres dimensiones correlacionadas para analizar el ajuste de los datos a los modelos propuestos (Tabla 2).

**Tabla 2**

Índices de ajuste para los modelos de una y tres dimensiones del Termómetro de Calificaciones Afectivas hacia Grupos Sociales.

	$S-B X^2_{(gl)}$	$\Delta S-B X^2_{(gl)}$	NNFI	CFI	$\Delta_2$	RMSEA
Una dimensión	287.31*** <sub>(35)</sub>	8,20	.66	.73	.73	.143
Tres dimensiones	119.35*** <sub>(34)</sub>	3,51	.88	.91	.91	.084

*Notas.* S-B  $X^2_{(gl)}$ : chi cuadrado con la corrección Satorra-Bentler y sus grados de libertad;  $\Delta S-B X^2_{(gl)}$ : división entre el chi cuadrado y sus grados de libertad; NNFI: índice de ajuste no normado; CFI: índice de ajuste comparativo;  $\Delta_2$ : índice de ajuste incremental; RMSEA: error de aproximación cuadrático medio.

\*\*\*.  $p < .001$ .

De acuerdo a los resultados que se observan en la Tabla 2, el modelo unidimensional del TCAGS debe ser descartado, mientras que el modelo de tres dimensiones correlacionadas da cuenta de un ajuste adecuado de los datos al mismo.

A continuación, se analizaron las relaciones entre las tres dimensiones del TCAGS, las cuáles fueron nombradas según la literatura sobre el tema (Asbrock et al., 2010; Duckitt y Sibley, 2007), como “Grupos Peligrosos”, “Grupos Disidentes” y “Grupos Derogados” (Tabla 3).

**Tabla 3**

Correlaciones entre las dimensiones del Termómetro de Calificaciones Afectivas hacia Grupos Sociales.

	1	2	3
1. Grupos Peligrosos	.80		
2. Grupos Disidentes	.28**	.82	
3. Grupos Derogados	-.09	.32**	.76

*Notas.* Alpha de Cronbach en la diagonal.

\*\* .  $p < .01$ .

La dimensión Grupos Peligrosos se asocia de forma significativa con la dimensión “Grupos Disidentes” y no con la dimensión “Grupos Derogados”, mientras que ésta última lo hace de manera significativa con “Grupos Disidentes” pero no con “Grupos Peligrosos”. Estos resultados evidencian que tal y como se ha sugerido previamente (Duckitt y Sibley, 2007), los “Grupos Peligrosos” y los “Grupos Derogados” presentan características bien diferenciadas entre sí, mientras que en los “Grupos Disidentes” coinciden aspectos propios de los dos primeros.

Por último, se realizaron una serie de análisis de regresiones para calcular el aporte de RWA y SDO a cada una de las dimensiones del TCAGS (Tabla 4). En primer lugar, se calculó el aporte de RWA, el de SDO y el de ambas variables de manera conjunta en la dimensión Grupos Peligrosos, posteriormente en la dimensión Grupos Disidentes y por último en la dimensión Grupos Derogados.

**Tabla 4**

Aportación diferencial del Autoritarismo del ala de derechas y la Orientación a la Dominancia Social en la predicción de las dimensiones del Termómetro de Calificaciones Afectivas hacia Grupos Sociales. Análisis de regresión.

		RWA	SDO	R <sup>2</sup>
Grupos Peligrosos	Modelo 1	$\beta = .29^{***}$	-	.28
	Modelo 2	-	$\beta = .04$	.03
	Modelo 3	$\beta = .28^{***}$	$\beta = .03$	.28
Grupos Disidentes	Modelo 1	$\beta = .38^{***}$	-	.28
	Modelo 2	-	$\beta = .25^{***}$	.17
	Modelo 3	$\beta = .34^{***}$	$\beta = .17^{***}$	.41
Grupos Derogados	Modelo 1	$\beta = .15^{***}$	-	.03
	Modelo 2	-	$\beta = .32^{***}$	.23
	Modelo 3	$\beta = .08$	$\beta = .30^{***}$	.28

*Notas.* RWA: autoritarismo del ala de derechas; SDO: orientación a la dominancia social; R<sup>2</sup>: coeficiente de determinación.

\*\*\*.  $p < .001$ .

Según puede observarse en la Tabla 4, la dimensión Grupos Peligrosos es explicada principalmente por RWA y no por SDO, ni por ambas variables de manera conjunta. Asimismo, en la dimensión Grupos Disidentes se observa que tanto RWA como SDO aportan un porcentaje de varianza significativo, mientras que para la dimensión Grupos Derogados es SDO la que presenta un mayor poder explicativo con respecto a RWA y a ambas variables en su conjunto (RWA y SDO).

### Discusión

En primer lugar, para el análisis y evaluación del prejuicio generalizado en población de estudiantes universitarios de la Ciudad de Buenos Aires, se llevaron a cabo los análisis de confiabilidad y validez del Termómetro de Calificaciones Afectivas hacia Grupos Sociales (TCAGS, Duckitt y Sibley, 2007). Al igual que en la versión original del instrumento y posteriores (ver Asbrock et al., 2010), en el presente estudio se obtuvieron adecuadas propiedades psicométricas y se arribó a una estructura factorial compuesta por diferentes grupos sociales concentrados en tres dimensiones: “Grupos Peligrosos”, “Grupos Derogados” y “Grupos Disidentes”. Las correlaciones de cada uno de los grupos evaluados con su factor fueron adecuadas, tomando como referencia los criterios de Hair et al. (2010). Estos resultados indican que, a diferencia de otras formas de evaluación del prejuicio generalizado (Akrami et al., 2011; Bierly, 1985; Ekehammar et al., 2004), el TCAGS se presenta como una herramienta válida y confiable que permite discriminar adecuadamente diferentes dimensiones de dicho constructo consistentes con el Modelo Motivacional Dual para el estudio del prejuicio (Duckitt, 2001).

En segundo lugar, se observó que al igual que en estudios previos (Asbrock et al., 2010; Duckitt y Sibley, 2007), el modelo de tres dimensiones correlacionadas del prejuicio generalizado indicó un mejor ajuste a los datos de la muestra que el modelo de una dimensión. Además, luego de analizar las asociaciones entre cada una de estas dimensiones, se observó

que las mismas son significativas entre “Grupos Peligrosos” y “Grupos Disidentes”, así como entre “Grupos Derogados” y “Grupos Disidentes”, no hallándose asociaciones significativas entre “Grupos Peligrosos” y “Grupos Derogados”. A partir de estos resultados y al igual que lo sucedido en estudios previos (Bierly, 1985; Ekehammar et al., 2004; McFarland, 2010), se rechazaría la concepción del prejuicio generalizado como un fenómeno unidimensional y se corrobora la primera hipótesis propuesta en el presente estudio al evidenciar que el prejuicio generalizado evaluado a través del TCAGS, presenta una estructura factorial compuesta por tres dimensiones claramente diferenciadas.

Tal y como sugieren Asbrock et al. (2010), la estructura de tres dimensiones del prejuicio generalizado obtenida en el presente estudio y las relaciones observadas entre cada una de ellas, son esperables y podrían explicarse principalmente por las características de los grupos sociales evaluados. En este sentido, los autores sugieren que la estructura unidimensional del prejuicio generalizado observada en estudios previos, se obtuvo por trabajar con grupos sociales que eran percibidos simultáneamente como derogados (por ser culturalmente diferentes) y peligrosos (por amenazar los valores tradicionales de la mayoría), mientras que la multidimensionalidad hallada en el presente, podría deberse a que se trabajó con tres clases de grupos sociales bien diferenciados (Grupos Peligrosos -no derogados-; Grupos Derogados -no peligrosos-; Grupos Disidentes -peligrosos y derogados-).

Teniendo en cuenta estas dimensiones del prejuicio generalizado y que según Duckitt (2001; ver Asbrock et al., 2010) serían los niveles de autoritarismo y dominancia de un individuo los que explicarían su emergencia, se llevaron a cabo una serie de análisis de regresiones. Coherentemente con el DPM (Duckitt, 2001), se observó que como el RWA surge de la motivación por mantener las tradiciones y la seguridad grupal, explicó el prejuicio hacia grupos percibidos como “peligrosos” (e.g., vendedores de droga, criminales, ex convictos). Por otra parte, debido a que la SDO surge de la motivación por el dominio y la superioridad del propio grupo, se observó que favorece la emergencia del prejuicio hacia grupos percibidos como “derogados”, sea porque son percibidos como inferiores (e.g. obesos, discapacitados) o como desafiantes para la organización social (e.g. inmigrantes). Además, en línea con los estudios iniciales del prejuicio como fenómeno generalizado (Altemeyer, 1998; Duckitt et al., 2002; Ekehammar et al., 2004) y con estudios actuales desde una perspectiva motivacional (Asbrock et al., 2010; Duckitt y Sibley, 2007), se observó que para determinados grupos sociales, tanto RWA como SDO explicaron su emergencia. Tal fue el caso de los grupos “disidentes” que representan una competencia directa, así como también una amenaza al orden, la estabilidad y la cohesión social (e.g., movimientos feministas, prostitutas, gays).

Éstos resultados permiten corroborar la segunda, tercera y cuarta hipótesis propuestas en el presente estudio, permitiendo

dar cuenta que tal y como es sugerido desde una perspectiva motivacional (Duckitt, 2001; Duckitt y Sibley, 2007, 2010) y en el marco de las relaciones intergrupales, no se puede continuar analizando al prejuicio generalizado como un fenómeno unidimensional (Adorno, Frenkel-Brunswick, Levinson y Sanford, 1950; Altemeyer, 1981, 1988), explicado indistintamente a partir del autoritarismo del ala de derechas y la orientación a la dominancia social (Altemeyer, 1996; Ekehammar y Akrami, 2003). Por el contrario, es necesario analizar la independencia de estas variables como predictoras del prejuicio generalizado, a partir del rol subyacente a nivel motivacional de la percepción de ciertos grupos como peligrosos, derogados o disidentes (Duckitt, 2001; Duckitt y Sibley, 2007).

Finalmente, el estudio realizado contribuye a la evaluación del prejuicio mediante la adaptación y la validación de un instrumento en castellano no disponible hasta el momento. No obstante, cabe señalar que este trabajo se llevó a cabo solo con una muestra de estudiantes universitarios, ya que para la construcción de la versión original del TCAGS los autores también trabajaron con esta población (Duckitt y Sibley, 2007). Debido a dicha limitación, y al hecho de haber considerado solo estudiantes de la Ciudad de Buenos Aires, los resultados presentados en este trabajo no son generalizables a la población general. Por lo expuesto, se recomienda llevar a cabo estudios que consideren diferentes poblaciones para lograr una mayor generalización y representatividad de los resultados.

### Referencias

1. Adorno, T., Frenkel-Brunswick, E., Levinson, D. y Sanford, R. (1950). *The authoritarian personality*. New York: Harper.
2. Akrami, N., Ekehammar, B. y Bergh, R. (2011). Generalized prejudice: Common and specific components. *Psychological Science*, 22, 57-59. <http://dx.doi.org/10.1177/0956797610390384>
3. Allport, G. (1954). *The nature of prejudice*. Reading, MA: Addison-Wesley.
4. Altemeyer, B. (1981). *Right-Wing Authoritarianism*. Winnipeg, Canada: University of Manitoba Press.
5. Altemeyer, B. (1988). *Enemies of freedom: Understanding right-wing authoritarianism*. San Francisco: Jossey-Bass.
6. Altemeyer, B. (1996). *The authoritarian spectre*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
7. Altemeyer, B. (1998). The other “authoritarian personality.” In M. Zanna (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 30, pp. 47-92). San Diego: Academic.
8. Altemeyer, B. (2006). *The Authoritarians*. Winnipeg: University of Manitoba Press.
9. Asbrock, F., Christ, O., Duckitt, J. y Sibley, C. G. (2012). Differential effects of intergroup contact for authoritarians and social dominators: A Dual Process Model perspective. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38, 477-490. <http://dx.doi.org/10.1177/0146167211429747>

10. Asbrock, F., Sibley, C. G. y Duckitt, J. (2010). Right-wing authoritarianism, social dominance orientation and the dimensions of generalized prejudice: A longitudinal test. *European Journal of Personality*, 24, 324-340.
11. Bierly, M. M. (1985). Prejudice Toward Contemporary Outgroups as a Generalized Attitude. *Journal of Applied Social Psychology*, 15, 189-199. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1559-1816.1985.tb02344.x>
12. Brandt, M. J. y Reyna, C. (2011). Stereotypes as attributions. In E. L. Simon (Ed.) *Psychology of Stereotypes* (pp. 47-80). New York: Nova Science Publishers.
13. Cohrs, J. C. y Asbrock, F. (2009). Right-wing authoritarianism, social dominance orientation and prejudice against threatening and competitive ethnic groups. *European Journal of Social Psychology*, 39, 270-289. <http://dx.doi.org/10.1002/ejsp.545>
14. Cohrs, J. C., Asbrock, F. y Sibley, C. G. (2012). Friend or foe, champ or chump? Social conformity and superiority goals activate warmth- versus competence-based social categorization schemas. *Social Psychological and Personality Science*, 3, 471-478. <http://dx.doi.org/10.1177/1948550611427357>
15. Dovidio, J., Hewstone, M., Glick, P. y Esses, V. (2010). Prejudice, stereotyping and discrimination: Theoretical and empirical overview. En J. Dovidio, M. Hewstone, P. Glick, y V. Esses (Eds.), *The SAGE handbook of prejudice stereotyping and discrimination*. (pp. 3-29). London: SAGE Publications Ltd.
16. Duckitt, J. (2001). A dual-process cognitive-motivational theory of ideology and prejudice. In M. P. Zanna, (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology*, (Vol. 33, pp. 41-113). New York: Academic Press.
17. Duckitt, J. (2006). Differential effects of right wing authoritarianism and social dominance orientation on outgroup attitudes and their mediation by threat from and competitiveness to outgroups. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32, 684-696. <http://dx.doi.org/10.1177/0146167205284282>
18. Duckitt, J. y Sibley, C. (2007). Right Wing Authoritarianism, Social Dominance Orientation and the Dimensions of Generalized Prejudice. *European Journal of Personality*, 21, 113-130. <http://dx.doi.org/10.1002/per.614>
19. Duckitt, J., Wagner, C., du Plessis, I. y Birum, I. (2002). The psychological bases of ideology and prejudice: Testing a dual process model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 75-93. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.83.1.75>
20. Duriez, B. y Van Hiel, A. (2002). The March of Modern Fascism. A comparison of Social Dominance Orientation and Authoritarianism. *Personality and Individual Differences*, 32, 1199-1213. [http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00086-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00086-1)
21. Ekehammar, B. y Akrami, N. (2003). The relation between personality and prejudice: A variable- and a person-centred approach. *European Journal of Personality*, 17, 449-464. <http://dx.doi.org/10.1002/per.494>
22. Ekehammar, B., Akrami, N., Gylje, M. y Zakrisson, I. (2004). What matters most to prejudice: Big five personality, social dominance orientation, or right-wing authoritarianism? *European Journal of Personality*, 18, 463-482. <http://dx.doi.org/10.1002/per.526>
23. Etchezahar, E. (2012). Las dimensiones del autoritarismo: Análisis de la escala de autoritarismo del ala de derechas (RWA) en una muestra de estudiantes universitarios de la Ciudad de Buenos Aires. *Revista Psicología Política*, 12, 591-603.
24. Etchezahar, E. y Brussino, S. (2013). Psychological perspective on the study of authoritarianism. *Journal of Alternative Perspectives in the Social Sciences*, 5, 495-521.
25. Etchezahar, E., Prado-Gascó, V., Jaume, L. y Brussino, S. (2014). Validación argentina de la escala de Orientación a la Dominancia Social (SDO). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46, 35-43. [http://dx.doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70004-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70004-4)
26. Feldman, S. (2003). Enforcing social conformity: A theory of authoritarianism. *Political Psychology*, 24, 41-74. <http://dx.doi.org/10.1111/0162-895X.00316>
27. Fiske, S. T., Xu, J., Cuddy, A. y Glick, P. (1999). (Dis)respecting versus (dis)liking: Status and interdependence predict ambivalent stereotypes of competence and warmth. *Journal of Social Issues*, 55, 473-491. <http://dx.doi.org/10.1111/0022-4537.00128>
28. Glick, P. y Fiske, S. (1996). The ambivalent sexism inventory: differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, 1323-1334.
29. Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E. y Tatham, R. L. (2006). *Multivariate Data Analysis*. New Jersey: Pearson.
30. Hambleton, R. K. (1994). Guidelines for adapting educational and psychological tests: A progress report. *European Journal of Psychological Assessment*, 10, 229-244.
31. Hambleton, R. K. (1996). Adapting tests for use in multiple languages and cultures. En J. Muñoz (Ed.), *Psicometría* (pp. 207-238). Madrid: Universitas.
32. Hambleton, R. K. (2005). Issues, Designs and Technical Guidelines for Adapting Tests Into Multiple Languages and Cultures. In R. K. Hambleton, P. F. Merenda and C. D. Spielberger (Eds.), *Adapting Psychological and Educational Tests for Cross-Cultural Assessment* (pp. 3-38). NJ: Lawrence Erlbaum.
33. Henry, P. J. y Pratto, F. (2010). Power and racism. In A. Guinote y T. Vescio (Eds.), *The social psychology of power* (pp. 341-362). New York: Guilford.
34. Instituto Nacional contra la Discriminación, la Xenofobia y el Racismo (2013). *Mapa Nacional de la Discriminación 2013: "Segunda serie de estadísticas sobre la discriminación en Argentina"*. Buenos Aires: INADI.

35. Mavor, K., Louis, W. y Sibley, C. (2010). A bias-corrected exploratory and confirmatory factor analysis of right-wing authoritarianism: Support for a three-factor structure. *Personality and Individual Differences*, 48, 28-33. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2009.08.006>
36. McFarland, S. (2010). Authoritarianism, social dominance, and other roots of generalized prejudice. *Political Psychology*, 31, 453-477. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9221.2010.00765.x>
37. Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema* 25, 151-157.
38. Observatorio de la Deuda Social Argentina (2012). *Barómetro de la deuda Social Argentina, número 7. Asimetrías en el desarrollo humano y social, 2007/2010-2011: progresos económicos en un contexto de vulnerabilidad persistente*. Buenos Aires: Educa.
39. Pratto, F., Sidanius, J., Stallworth, L. y Malle, B. (1994). Social dominance orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 741-763. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.67.4.741>
40. Sibley, C. G. y Duckitt, J. (2008). Personality and prejudice: A meta-analysis and theoretical review. *Personality and Social Psychology Review*, 12, 248-279. <http://dx.doi.org/10.1177/1088868308319226>
41. Sibley, C. G. y Duckitt, J. (2013). The dual process model of ideology and prejudice: A longitudinal test during a global recession. *Journal of Social Psychology*, 153, 448-466. <http://dx.doi.org/10.1080/00224545.2012.757544>
42. Sidanius, J. y Pratto, F. (1999). *Social dominance*. Cambridge, MASS: Cambridge University Press. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9781139175043>

Fecha de recepción: 24 de septiembre, 2014

Fecha de recepción de la versión modificada: 17 de noviembre, 2014

Fecha de aceptación: 9 de diciembre, 2014