



Revista Latinoamericana de Psicología

www.elsevier.es/rlp



ORIGINAL

Validación argentina de la Escala de Orientación a la Dominancia Social

Edgardo Etchezahar^{a,*}, Vicente Prado-Gascó^b, Luis Jaime^c y Silvina Brussino^d

^a Universidad de Buenos Aires, Argentina

^b Universidad de Valencia, España

^c Universidad de Buenos Aires, Argentina

^d Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

Recibido el 20 de enero de 2013; aceptado el 3 de marzo de 2014

PALABRAS CLAVE

Dominancia social;
Dominancia grupal;
Oposición a la igualdad;
SDO;
RWA

KEYWORDS

Social Dominance;
Group Dominance;
Opposition to Equality;
SDO;
RWA

Resumen

La teoría de la dominancia social expresa el deseo de los individuos por establecer y mantener jerarquías sociales a través de la subordinación de ciertos grupos a otros. Para evaluar las diferencias individuales en este constructo, los autores elaboraron la Escala de Orientación a la Dominancia Social, cuya formulación original presentaba una estructura factorial unidimensional. Sin embargo, trabajos posteriores han señalado la presencia de una estructura bifactorial para el estudio del constructo, compuesta por la oposición a la igualdad y la dominancia grupal. El presente trabajo tuvo como objetivo principal la adaptación y validación de la Escala de Orientación a la Dominancia Social, poniendo a prueba su dimensionalidad y analizando las diferencias según el género de los participantes. Para tal fin se trabajó con una muestra no probabilística, de tipo intencional, compuesta por estudiantes universitarios de Buenos Aires ($N = 1.201$), de diferente sexo y edad. Los resultados indicaron un mejor ajuste de los datos al modelo de 2 dimensiones correlacionadas, cuyos niveles de fiabilidad resultaron adecuados ($.74 < \alpha < .85$), presentando evidencia de validez convergente con el autoritarismo del ala de derechas y con el género de los participantes.

Copyright © 2013, Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/>).

Argentinian validation of the Social Dominance Orientation Scale

Abstract

The Social Dominance Theory explains individuals' desire to establish and maintain social hierarchies by subordination of certain groups upon others. The Social Dominance Orientation Scale was constructed so as to evaluate individual differences in this construct. Originally, the first version of the scales had a unidimensional structure;

*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: edgardoetchezahar@psi.uba.ar (E. Etchezahar).

however, subsequent research studies have reported the existence of a two-factor structure: Opposition to Equality and Dominance group. The main objective of this paper is that of adapting and validating the Social Dominance Orientation Scale, in order to analyze its dimensionality and thus verify differences in accordance with the gender of participants. To this end, we collected a non-probabilistic sample of college students from Buenos Aires ($N = 1201$), with different gender and age. According to the results, the two correlated factor model fit to data better than the unidimensional approach did, and presents adequate levels of reliability ($.74 < \alpha < .85$). Besides, we provide of convergent validity with right-wing authoritarianism and with the gender of participants.

Copyright © 2013, Konrad Lorenz University Foundation. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons CC BY-NC ND Licence (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/>).

Brewer (2001) plantea que en toda sociedad los individuos tienden a organizarse en grupos en función de un conjunto de valores, creencias o características compartidas, que permiten determinar los límites entre el endogrupo (grupo de pertenencia) y los exogrupos (otros grupos sociales). Esta distinción favorece una dualidad o asimetría comportamental dependiendo de la pertenencia grupal de los individuos (Ferguson y Dyck, 2012). Por ejemplo, al interactuar con miembros del endogrupo, es más probable que se produzcan comportamientos de tipo prosocial (Bénabou y Tirole, 2006), mientras que los comportamientos agresivos o de rechazo son más frecuentes cuando se trata de miembros del exogrupo (Ferguson y Dyck, 2012).

Dicha asimetría comportamental puede observarse tanto en el ámbito macrosocial (por ejemplo, guerras, conflictos nacionales e internacionales) como microsociales (por ejemplo, violencia de género, *bullying*). Asimismo, este fenómeno se sostiene en los sistemas de jerarquías sociales que a su vez posibilita (Sidanius y Pratto, 1999, 2004). De esta manera, ciertos grupos se constituyen como hegemónicos o superiores a otros, lo cual se refleja en un mayor poder político, mayor influencia y estatus social, y mayor acceso a recursos como vivienda, educación o salud (Pratto, Sidanius, Stallworth y Malle, 1994).

Con la finalidad de explicar los mecanismos que producen y mantienen las jerarquías sociales, Pratto et al. (1994) desarrollaron la teoría de la dominancia social. Esta propuesta teórica retoma e integra aportes de diversas perspectivas previas que abordaron esta problemática, entre las que se destacan: la teoría cultural ideológica (Adorno, Frenkel-Brunswik, Levinson y Sanford, 1950), la teoría del conflicto realista (Sherif, Harvey, White, Hood y Sherif, 1961), la teoría de la identidad social (Tajfel y Turner, 1986) y el marxismo (Engels, 1884, 2008; Marx y Engels, 1846, 1994), entre otras.

La teoría de la dominancia social propone analizar las jerarquías sociales a partir de una estructura trimórfica compuesta por la edad, el género y un conjunto de relaciones intergrupales arbitrarias (Pratto, Sidanius y Levin, 2006; Sidanius y Pratto, 1999, 2004; Sidanius, Pratto, Van Laar y Levin, 2004). Estas últimas se refieren a la construcción de jerarquías sociales a partir de cualquier elemento que permita caracterizar y diferenciar a los grupos como la raza, la etnia, la cultura, la religión, la nacionalidad, la orientación política y la clase social (Pratto et al., 1994; Pratto, Stallworth y Sidanius, 1997; Sidanius, Levin, Liu y Pratto, 2000; Sida-

nius, Pratto y Brief, 1995; Sidanius y Pratto, 1999; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007).

Respecto de la edad y el género, diversos estudios transculturales muestran cómo los adultos presentan mayor la dominancia social respecto a jóvenes y niños, mientras que los hombres presentan mayores índices de dominancia que las mujeres con independencia del contexto cultural (Sidanius et al., 2004). Esta evidencia llevó a la formulación de las hipótesis de invarianza de género y edad (Cárdenas, Mesa, Lagues y Yañez, 2010; Jost y Thompson, 2000; Pratto et al., 1997; Pratto, Liu, Levin, Sinanius, Shih, Bachrach, et al., 2000; Sidanius y Pratto, 1999, 2004; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007).

Asimismo, la teoría de la dominancia social postula que las estructuras que sostienen la desigualdad social tienden a reforzarse a través de un mecanismo psicológico llamado Orientación a la Dominancia Social (SDO), susceptible de ser estudiado en el ámbito individual (Pratto et al., 1994). Este mecanismo se explica a partir del deseo por establecer y mantener las jerarquías sociales y la subordinación de ciertos grupos percibidos como inferiores frente a aquellos que son considerados superiores (Pratto et al., 1994; Sidanius y Pratto, 1999; Sidanius et al., 2004).

En este sentido, gran parte de la investigación sobre la temática (Pratto et al., 1997; Pratto et al., 2000; Sidanius et al., 1995; Sidanius et al., 2000; Sidanius y Pratto, 1999) se ha focalizado en el estudio de la predisposición individual hacia las relaciones intergrupales jerárquicas y no igualitarias, es decir, el grado en el que un individuo apoya un sistema grupal jerárquico.

Para poder evaluar empíricamente el constructo SDO, Pratto et al., (1994) construyeron la SDO, que originalmente estuvo compuesta por 14 ítems agrupados en una única dimensión, que mostró una fiabilidad promedio de .83 en 13 muestras diferentes. En un segundo estudio, los autores añadieron nuevos ítems hasta obtener una versión definitiva de 16 ítems (con una fiabilidad de .91), siendo la más utilizada en la actualidad.

A partir de la construcción definitiva de la escala, se demostró que la SDO es un fuerte predictor del prejuicio en sus múltiples formas: prejuicio étnico (Bates y Heaven, 2001; Duriez y Van Hiel, 2002), racismo clásico (Sidanius, Pratto y Bobo, 1996) y el sexismo (Pratto et al., 1994; Sidanius y Pratto, 1999, 2004; Sidanius et al., 2004). Asimismo, este constructo se encuentra asociado al conservadurismo político, el nacionalismo, el patriotismo (Pratto et al., 1997), los valores, el autoposicionamiento ideológico-político (Brussino, Rab-

bia, Imhoff y Paz García, 2011; Sibley, Osborne y Duckitt, 2012; Zubieta, Delfino y Fernández, 2007), las políticas económicas conservadoras (Pratto et al., 1994), la oposición a políticas medioambientales, los derechos civiles y el estado de bienestar (Sidanius et al., 2004).

En las últimas décadas, uno de los constructos con el que se ha estudiado sistemáticamente la SDO ha sido el autoritarismo del ala de derechas (RWA), definido como la covariación de 3 conglomerados actitudinales: sumisión autoritaria, agresión autoritaria y convencionalismo (Altemeyer, 1998; Duckitt, 2006). La necesidad de estudiar ambos constructos de manera conjunta se debe a que cada uno de ellos remite a una dinámica específica de las relaciones intergrupales (Duckitt, 2001, 2006). Mientras que el RWA se focaliza en el grado de adhesión endogrupal (por ejemplo, normas internas, líderes), la SDO especifica la diferenciación con exogrupos (Duckitt, 2006; Zakrisson, 2005).

Desde la aparición de la escala SDO en 1994, se han desarrollado adaptaciones y validaciones en diferentes contextos culturales (Sidanius et al., 2004; Zhang y Yuan, 2006). En el mundo hispanoparlante, se realizaron 2 adaptaciones, una en el contexto chileno (Cárdenas et al., 2010) y otra en el contexto español (Silván-Ferrero y Bustillos, 2007). Esta proliferación en el uso de la escala ha llevado a que uno de los aspectos más debatidos dentro del área de estudio sea su dimensionalidad. En este sentido, si bien sus creadores sostienen su carácter unidimensional (Pratto et al., 1994; Sidanius y Pratto, 1999; Sidanius et al., 2004), investigaciones posteriores (Cárdenas et al., 2010; Jost y Thompson, 2000; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007) proponen una estructura bifactorial, compuesta por 2 dimensiones definidas como oposición a la igualdad (OI) y dominancia grupal (DG). Jost, Banaji y Nosek (2004) indican que si bien ambas dimensiones en su conjunto componen la SDO, el factor DG remite a una forma de justificación intergrupala, mientras que el factor OI refiere a una forma de justificación del sistema.

El objetivo principal de este trabajo es validar la SDO en 2 muestras de estudiantes universitarios de la ciudad de Buenos Aires.

Método

Participantes

La selección de la muestra fue de tipo intencional, compuesta por estudiantes universitarios de Buenos Aires ($N = 1.201$), quienes fueron divididos en 2 submuestras (tabla 1)

Tabla 1 Descripción de las 2 muestras con las que se trabajó

Muestras	Edad	M (DE)	Sexo
M1 ($n = 657$)	18-42 años	22,4 (3,21)	420 mujeres (63,8%)
M2 ($n = 544$)	18-52 años	23,5 (5,77)	310 mujeres (56,9%)

DE: desviación estándar.

con el objetivo de analizar la estabilidad de los indicadores psicométricos. Del total de la muestra, el 6,82% ($n = 82$) se autopercepcionó como perteneciente a la clase social media-baja, el 81,68% ($n = 981$) a la clase media y el 11,49% ($n = 138$) a la clase media-alta.

Instrumentos

Los datos fueron recolectados mediante un instrumento autoadministrable, compuesto por las siguientes escalas:

Orientación a la Dominancia Social

Para llevar a cabo la adaptación de la escala SDO se analizaron un total de 20 ítems, de los cuales 16 formaban parte de la versión original (Pratto et al., 1994) y 4 pertenecían a la versión de Jost y Thompson (2000) y a la de Silván-Ferrero y Bustillos (2007). Algunos de los ítems que conforman la escala son: “Para salir adelante en la vida, algunas veces es necesario pasar por encima de otros grupos de personas” y “Los grupos superiores deberían dominar a los grupos inferiores”. El formato de respuesta es de tipo Likert con 5 anclajes de respuesta en función del grado de acuerdo de los participantes con las diferentes afirmaciones, siendo 1 = “Totalmente en desacuerdo” y 5 = “Totalmente de acuerdo”. Puntuaciones mayores indican mayores niveles de Orientación a la Dominancia Social. Los niveles de fiabilidad resultaron adecuados para la escala total ($\alpha = ,85$) como para las dimensiones que la componen: OI ($\alpha = ,83$) y DG ($\alpha = ,74$).

Escala de autoritarismo del ala de derechas

Para evaluar el constructo, se utilizó una versión reducida de la escala RWA (Altemeyer, 1998) compuesta por 6 ítems (por ejemplo: “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 2 muestras de estudiantes universitarios de Buenos Aires ($N = 1.201$), cuya consistencia interna ($,73 < \alpha < ,83$) y validez de constructo ($,98 < \text{índice de ajuste comparativo} < ,99$; $,04 < \text{Root Mean-Square Error of Approximation} < ,07$) demostraron ser adecuadas. El formato de respuesta de la misma es tipo Likert con 5 anclajes de respuesta, desde 1 = “Totalmente en desacuerdo” hasta 5 = “Totalmente de acuerdo”. Puntuaciones mayores indican mayores niveles de autoritarismo.

Variables sociodemográficas

Se desarrolló un cuestionario *ad hoc* para recabar este tipo de información; entre las variables consideradas se encontraban: sexo, edad y clase social autopercebida.

Procedimiento

Para la adaptación de la escala SDO al contexto argentino se siguieron los estándares metodológicos internacionales recomendados por la International Test Commission para una adaptación correcta de un instrumento de un contexto idiomático a otro (Hambleton, 1994, 1996, 2005; Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013). Dos lingüistas realizaron una retrotraducción de los

ítems que se analizaron (inglés-español-inglés). Posteriormente, se aplicó el instrumento a una muestra piloto de 113 estudiantes universitarios de entre 18 y 43 años ($M = 23,2$; *desviación estándar* = 3,41) de los cuales 63 eran mujeres (55,75%), con el objetivo de comprobar los giros idiomáticos. Finalmente, se procedió a la administración del instrumento a la M1 ($n = 657$) para explorar la dimensionalidad de la escala, para luego confirmar los modelos propuestos en la M2 ($n = 544$).

Los estudiantes universitarios que formaron parte de esta investigación participaron de manera voluntaria y anónima luego de brindar su consentimiento. Asimismo, se les informó de que los datos revelados serían utilizados con fines exclusivamente académico-científicos, bajo la Ley Nacional 25.326 de protección de datos personales.

Análisis de datos

El análisis estadístico de los datos se realizó por medio de los paquetes estadísticos SPSS (versión 20) y EQS (versión 6.1.). Asimismo, para analizar el acuerdo interjueces se recurrió al programa DELTA (versión 4.1). En primer lugar, con la M1 ($n = 657$), se calcularon los estadísticos descriptivos más importantes para cada ítem; seguidamente, se procedió al estudio de la fiabilidad y validez de la escala a través del análisis exploratorio. Con posterioridad, con la M2 ($n = 544$), se realizaron análisis confirmatorios. Seguidamente, con el total de la muestra ($N = 1.201$) se analizaron las relaciones de las dimensiones de SDO y el RWA y las diferencias según el género a través de comparaciones de medias.

Resultados

Análisis de las propiedades de los ítems de la Escala de Orientación a la Dominancia Social

Se analizaron una totalidad de 20 ítems, 16 de la escala original SDO (Pratto et al., 1994) y 4 de la versión de Jost y Thomp-

son (2000). De acuerdo con los criterios de validez y confiabilidad que se presentan más adelante en este trabajo, se determinaron los 10 ítems que componen la escala SDO final. En la tabla 2 se presenta la redacción final de los ítems, la media, la desviación típica, la correlación ítem-total y el alfa de Cronbach si se elimina el elemento, para cada uno de ellos. Entre paréntesis se indica el número de ítem correspondiente a la versión original, señalando con un asterisco (*) cuando el mismo pertenece a la versión de Sidanius y Pratto (1999) y con 2 (**) si corresponde a la de Jost y Thompson (2000).

En general, todos los ítems parecen contribuir de manera adecuada al conjunto de la escala, es decir, presentan una correlación relativamente alta con el total de la escala, y su fiabilidad total ($\alpha = ,85$) no mejora al eliminar ninguno de ellos.

Análisis de fiabilidad

La consistencia interna del nuevo instrumento de 10 ítems fue examinada mediante el índice alfa de Cronbach, sin embargo, este no tiene en cuenta la influencia sobre la fiabilidad del resto de constructos, por lo que se calculó el coeficiente de fiabilidad compuesta y la varianza media extraída (AVE) (Fornell y Larcker, 1981). El valor mínimo que se considera adecuado para coeficiente de fiabilidad compuesta es ,70 (Nunnally, 1978), y para los valores del AVE se recomienda que sean $> ,40$ (Aldás, 2000).

Los valores hallados presentan, en general, una adecuada consistencia interna para la escala, similar a la versión original del instrumento (Pratto et al., 1994), así como a las adaptaciones en países hispanoparlantes, tanto en España ($\alpha = ,85$; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007), como en Chile ($\alpha = ,86$; Cárdenas et al., 2010). Así, se observa un alfa de Cronbach de ,85 para la escala en su conjunto ($N = 1.201$), mientras que para cada una de las dimensiones se observa $\alpha = ,83$ para OI y $\alpha = ,74$ para DG.

En lo que respecta al coeficiente de fiabilidad compuesta y al AVE en las 2 submuestras, las 2 dimensiones resultaron

Tabla 2 Ítems de la Escala de Orientación a la Dominancia Social, media, desviación estándar, correlación ítem-total y alfa de Cronbach si se elimina el elemento (α .-x)

	M	DE	rjx	α .-x
SDO1. Para salir adelante en la vida, algunas veces es necesario pasar por encima de otros grupos de personas (6*)	2,13	1,32	,41	,79
SDO2. Habría menos problemas si tratáramos a los diferentes grupos de manera más igualitaria (5*) (8**)	1,72	,93	,51	,77
SDO3. Los grupos superiores deberían dominar a los grupos inferiores (11*) (4**)	1,43	,87	,55	,78
SDO4. La igualdad entre grupos de personas debería ser nuestro ideal (8*)	1,68	1,05	,56	,79
SDO5. Es normal que haya grupos superiores y grupos inferiores	2,93	1,21	,34	,80
SDO6. Se debe aumentar la igualdad social (11*) (6**)	1,48	,94	,55	,75
SDO7. Probablemente es bueno que ciertos grupos estén en una posición superior y otros en una posición inferior (12*)	2,21	1,10	,47	,76
SDO8. Debemos luchar por conseguir ingresos más igualitarios para todos (13*) (14**)	1,74	1,01	,54	,74
SDO9. Los grupos inferiores deberían mantenerse en su posición (16*)	1,61	1,02	,57	,78
SDO10. Sería deseable que todos los grupos fueran iguales (15*) (13**)	1,84	1,12	,47	,79

*Ítems adaptados de Pratto et al. (1994); **Ítems adaptados de Jost y Thompson (2000).

En cursiva se presentan los ítems invertidos.

De: desviación estándar; M: media; SDO: Orientación a la Dominancia Social.

adecuadas. En la tabla 3 se presenta una síntesis de los principales indicadores.

Análisis de validez

Tras estudiar la fiabilidad de la escala se procedió a analizar su validez, para lo cual se analizó la validez de contenido, la de constructo y la externa (Carretero-Dios y Pérez, 2007).

Validez de contenido

La validez de contenido fue estudiada a partir de las respuestas dadas por 2 expertos. Para el cálculo del acuerdo interjueces, se recurrió a 2 estadísticos: el índice Kappa (Kappa = ,82 - ,93; $p < ,001$; 95%) y el índice Delta de Cohen ($\Delta = ,55 - ,62$; $p < ,001$; 95%). Los valores obtenidos sugieren un elevado acuerdo interjueces (Landis y Koch, 1977; Martín y Femia, 2004, 2005, 2008), quienes categorizaron adecuadamente los ítems en su dimensión de pertenencia teórica.

Validez de constructo

Con el objetivo de estudiar la validez interna en primer lugar, se sometió la escala a un análisis factorial exploratorio con la muestra 1 ($n = 658$) utilizando como método de extracción el de componentes principales y rotación Varimax; este análisis fue posible dado que se obtuvieron resultados adecuados en la prueba Keiser Mayer Olkin (,865) y de esfericidad de Bartlett ($p < ,001$). El gráfico de sedimentación indicó la presencia de 5 factores, de los cuales 2 eran plausibles de ser interpretados, dado que poseían autovalores > 1 (Cattell, 1966). Los 2 factores agruparon un total de 10 ítems (tabla 2), 5 por cada dimensión, dejando fuera del análisis 10 ítems. Los 10 ítems eliminados conformaron 3 dimensiones, indicando bajos niveles en la correlación ítem-total ($r < ,30$) con las 2 dimensiones plausibles de ser interpretadas.

Los resultados obtenidos replican la estructura factorial propuesta por Jost y Thompson (2000; ver también Cárdenas et al., 2010; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007), puesto que los ítems se agruparon en 2 factores que explicaron entre el 55,30 y el 60,23%. A continuación se muestra una tabla resumen con los resultados de la varianza explicada en las 2 muestras con las que se trabajó (tabla 4).

Posteriormente, con el objetivo de aumentar la robustez en los resultados, asegurando la validez interna del instrumento con independencia de los sujetos considerados (Sato-

rra, 2002), se realizaron 2 análisis factoriales confirmatorios, con la M2 ($n = 544$) y con la muestra total ($N = 1.201$), considerando el modelo unidimensional (Pratto et al., 1994; Sidanius y Pratto, 1999; Sidanius et al., 2004) y las 2 dimensiones propuestas por Jost y Thompson (2000; ver también Cárdenas et al., 2010; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007), de tal forma que la OI se encontraba formada por los ítems 5, 8, 10, 13 y 15, mientras que la DG recogía los ítems 6, 9, 11, 12 y 16.

Finalmente, se contrastaron dichas estructuras a través de un análisis factorial confirmatorio multigrupo. Para tal fin, se calculó el índice de Mardia (47,229) con la finalidad de determinar el método de estimación según el criterio de Bollen (1989), el cual establece que indicadores menores que la fórmula $p(p+2)$, donde p son las variables observadas, permite dar cuenta de normalidad multivariada. De acuerdo con los resultados obtenidos, se utilizó la corrección robusta de Satorra-Bentler (S-B χ^2 ; Bentler, 1995), para controlar la posible incidencia de la no normalidad multivariante de los datos. Con base en la significatividad del estadístico Chi-cuadrado ($p < ,01$) en todos los casos, no podemos asegurar un ajuste adecuado del modelo.

No obstante, dado que este estadístico es susceptible al tamaño de la muestra, se procedió a analizar otros indicadores como el ratio entre el S-B χ^2 y sus grados de libertad, siendo aceptables valores entre 1 y 3 (Chau, 1997). Además, se comparó el Normed Fit Index, el índice de ajuste comparativo y el Bollen's Incremental Fit Index (Δ_2), siendo indicadores de un buen ajuste los valores $> ,95$ (Hu y Bentler, 1999). Por último, se informa el Root Mean-Square Error of Approximation, pudiéndose aceptar como indicador de un ajuste adecuado puntuaciones $< ,06$ (Browne y Cudeck, 1993). En la tabla 5 se presenta un resumen con estos indicadores, que sugieren un mejor ajuste de los datos al modelo de 2 factores.

Seguidamente se compararon los resultados obtenidos en la adaptación argentina con los obtenidos en las versiones chilena y española de la escala tal como aparece en la tabla 6 (Cárdenas et al., 2010; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007).

En general, la adaptación argentina presenta índices de ajuste adecuados y similares a los hallados en las adaptaciones de España (Silván-Ferrero y Bustillos, 2007) y de Chile (Cárdenas et al., 2010). Asimismo, el modelo de 2 factores es el que presenta en todos los casos un mejor ajuste.

Validez externa

La validez externa de la escala se estudió a partir del análisis de la validez convergente y discriminante de la misma.

Tabla 3 Fiabilidad compuesta y varianza media extraída de las subdimensiones de Orientación a la Dominancia Social en cada submuestra

	M1 ($n = 657$)		M2 ($n = 544$)	
	CFC	AVE	CFC	AVE
Dominancia grupal	,84	,36	,81	,49
Oposición a la igualdad	,73	,51	,83	,52

AVE: varianza media extraída; CFC: coeficiente de fiabilidad compuesta.

Tabla 4 Varianza explicada por cada subfactor de la Escala de Orientación a la Dominancia Social en las diferentes muestras

Muestras	Oposición a la igualdad	Dominancia grupal	Varianza acumulada
M1 ($n = 657$)	44,71%	10,59%	55,30%
M2 ($n = 544$)	47,32%	10,06%	57,38%
Multigrupo ($N = 1.201$)	45,50%	10,51%	55,99%

En los 2 estudios realizados, la validez convergente parece adecuada, ya que los ítems están significativa y fuertemente correlacionados con las variables latentes que se suponía que medían, y en todos los casos los valores de t son $> 3,291$ (Vila, Küster y Aldás, 2000) y las cargas de cada factor promedio son $> ,70$ (Hair, Black, Babin, Anderson y Tatham, 2006), las cuales no mejoran al incluir nuevas cargas.

En lo referente a la validez discriminante, se aplicó el test de la varianza extraída (Fornell y Larcker, 1981; Netemeyer, Johnston y Burton, 1990). Para poder determinar la validez discriminante es necesario que la raíz cuadrada del AVE sea superior a la correlación entre los factores o dimensiones consideradas (Fornell y Larcker, 1981; Netemeyer et al., 1990; Vila et al., 2000). En la tabla 7 se calcularon las correlaciones de las diferentes dimensiones, así como la raíz cuadrada del AVE. En general, los resultados sugieren evidencia de validez discriminante.

Continuando con el proceso de validación y con el objetivo de aumentar las evidencias sobre la validez de la escala, se estudiaron las relaciones que el constructo guarda con el RWA, variable que, de acuerdo con los antecedentes, se asocia a la SDO. En la tabla 8 se informa de los resultados de las correlaciones con base en la muestra total ($N = 1.201$) y se comparan con los resultados obtenidos en las 2 adaptaciones de la escala SDO en países de habla hispana (Silván-Ferrero y Bustillos, 2007; Cárdenas et al., 2010).

Se observan correlaciones positivas, moderadas y significativas ($p < ,01$) entre RWA, SDO y sus subdimensiones en la

muestra argentina. Asimismo, las correlaciones son similares a las señaladas en el resto de estudios.

El último aspecto analizado en la presente investigación fueron las diferencias según el género de los participantes. Para ello, se realizó una comparación de medias a través del estadístico t en función del género, para el total de la escala SDO y sus 2 dimensiones. Se observaron diferencias estadísticamente significativas en la escala SDO total [$t(1.161) = 12.171$; $p < ,01$; d de Cohen = $,71$], siendo los hombres ($M = 3,71$; $DE = 1,17$) quienes obtuvieron mayores puntajes en comparación con las mujeres ($M = 2,96$; $DE = ,91$). Asimismo, se observaron diferencias en la dimensión DG [$t(1.159) = 11.752$; $p < ,01$; d de Cohen = $,69$], y al igual que con la escala total, los hombres ($M = 3,86$; $DE = 1,23$) obtuvieron mayores puntajes en comparación con las mujeres ($M = 3,03$; $DE = 1,17$).

Discusión

Con base en los resultados obtenidos, es posible afirmar que la adaptación de la escala SDO presenta adecuadas propiedades métricas aportando evidencia de validez y fiabilidad. Tal como se mostró en la tabla 2, los 10 ítems que componen la versión definitiva de la escala incluyen indicadores tanto de la versión original (Pratto et al., 1994), como también de la versión modificada de Jost y Thompson (2000). Los ítems restantes que fueron analizados se des-

Tabla 5 Análisis factorial confirmatorio de la Escala de Orientación a la Dominancia Social en la muestra 2 y a través de la técnica multigrupo

	Factores	S-B $X^2_{(gl)}$	Δ S-B $X^2_{(gl)}$	NFI	CFI	IFI	RMSEA
M2 ($n = 544$)	Un factor	122,3* ₍₃₅₎	3,49	,91	,92	,91	,079
	Dos factores	85,3* ₍₃₄₎	2,51	,94	,95	,94	,051
Multigrupo ($N = 1.201$)	Un factor	440,1* ₍₁₀₅₎	4,19	,86	,89	,89	,052
	Dos factores	275,0* ₍₁₀₂₎	2,70	,93	,94	,94	,038

* $p < ,01$.

CFI: índice de ajuste comparativo; IFI: Bollen's Incremental Fit Index; NFI: Normal Fix Index; RMSEA: Root Mean-Square Error of Approximation.

Tabla 6 Comparación entre los índices de ambos modelos en adaptaciones de habla hispana de la Escala de Orientación a la Dominancia Social

		$X^2_{(gl)}$	NFI	CFI	RMSEA
España ($N = 312$)	Un factor	497,41	,93	,94	,11
	Dos factores	276,86	,96	,98	,07
Chile ($N = 304$)	Un factor	672,73	,91	,92	,13
	Dos factores	368,06	,95	,96	,08
Argentina* ($N = 1.201$)	Un factor	791,35 (105)	,86	,89	,05
	Dos factores	486,31 (102)	,93	,94	,04

*Multigrupo (incluye las 2 muestras).

CFI: índice de ajuste comparativo; NFI: Normal Fix Index; RMSEA: Root Mean-Square Error of Approximation

Tabla 7 Correlaciones de Pearson al cuadrado entre las dimensiones de Orientación a la Dominancia Social

	M1 (n = 657)		M2 (n = 544)	
	1	2	1	2
1. Dominancia grupal	,60	-	,69	-
2. Oposición a la igualdad	,59**	,71	,63**	,71

** $p < ,01$.

Raíz cuadrada de la varianza media extraída en la diagonal.

Tabla 8 Correlaciones entre Orientación a la Dominancia Social total y sus dimensiones con autoritarismo del ala de derechas en países de habla hispana

	SDO DG	SDO OI	SDO
RWA Argentina (N = 1.201)	,40**	,23**	,37**
RWA España (N = 302)	,31**	,26**	,34**
RWA Chile (N = 321)	-	-	,34*

** $p < ,01$; * $p < ,05$.

DG: dominancia grupal; OI: oposición a la igualdad; RWA: autoritarismo del ala de derechas; SDO: Orientación a la Dominancia Social.

cartaron debido a que presentaron una baja correlación ítem-factor ($r < ,30$) y saturaciones cruzadas entre factores (Hair et al., 2006).

Una vez que se determinaron los ítems que formaron parte de la versión definitiva de la escala, se procedió a analizar su dimensionalidad, con la finalidad de corroborar si el modelo con un mejor ajuste a los datos recabados era el unidimensional propuesto originalmente por Pratto et al. (1994; Sidanius y Pratto, 1999) o el bidimensional (Cárdenas et al., 2010; Jost y Thompson, 2000; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007). Se observaron mejores indicadores de ajuste de los datos al modelo de 2 dimensiones correlacionadas (OI y DG) que al modelo unidimensional. Asimismo, los niveles de fiabilidad de las 2 dimensiones que componen el constructo SDO resultaron adecuados, después de evaluarse a través del estadístico alfa de Cronbach y el análisis de fiabilidad compuesta (tablas 3 y 5).

Estos resultados son similares a los observados en otros estudios que evaluaron la escala de SDO en contextos de habla hispana (Cárdenas et al., 2010; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007), tanto en su dimensionalidad (tabla 6), como en lo referido a su validez, criterio evaluado mediante sus relaciones con el RWA (tabla 8). Además, al igual que lo indicado en trabajos previos realizados en diferentes contextos culturales, se corroboró la hipótesis de diferencias de género (Cárdenas et al., 2010; Jost y Thompson, 2000; Sidanius y Pratto, 1999; Sidanius, Pratto y Bobo, 1994; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007), esto es, los hombres presentaron puntuaciones significativamente más altas que las mujeres en la escala SDO.

Finalmente, consideramos de fundamental importancia que los futuros trabajos que indaguen este constructo consideren los 2 siguientes aspectos: por un lado, es necesario continuar evaluando la escala SDO con muestras que incluyan sujetos de otros estamentos sociales, puesto que este trabajo, al igual que los realizados previamente en habla hispana (Cárdenas et al., 2010; Silván-Ferrero y Bustillos, 2007), analiza una población relativamente homogénea.

Por otra parte, se recomienda que futuros estudios indaguen el posible efecto de los ítems invertidos en la dimensionalidad de la escala (Xin y Chi, 2010). Una de las propuestas posibles para evaluar dicho efecto es utilizar únicamente los ítems redactados de forma directa y reescribir aquellos invertidos, con la finalidad de construir una escala SDO cuyos ítems tengan una única dirección. Sin embargo, de acuerdo con Xin y Chi (2010), es necesario tener en cuenta que esta propuesta puede dar lugar a la pérdida de control sobre el sesgo de aquiescencia.

Bibliografía

- Adorno, T.W., Frenkel-Brunswick, E., Levinson, D. J. Y Sandford, N. (1950). *La personalidad autoritaria*. Buenos Aires: Proyección.
- Aldás, J. (2000). "Problemas metodológicos de la evaluación de los modelos de exposición: especial referencia al caso español", en: Bigné, J. (ed.). *Temas de Planificación de Medios*. Madrid: Esic. p. 89-114.
- Altemeyer, B. (1998). *The authoritarian specter*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bates, C. y Heaven, P. (2001). Attitudes to women in society: the role of social dominance orientation and social values. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 11, 43-49. doi: 10.1002/casp.589
- Bénabou, R. y Tirole, J. (2006). Incentives and Prosocial Behavior. *American Economic Review*, 96, 1652-1678. doi: 10.1257/aer.96.5.1652
- Bentler, P. M. (1995). *EQS 6 structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Nueva York, NY: Wiley.
- Brewer, M. B. (2001). "Ingroup identification and intergroup conflict: When does ingroup love become outgroup hate?", en: Ashmore, R. y Jussim, L. (eds.). *Social identity, intergroup conflict, and conflict reduction*. Nueva York, NY: Oxford University Press. p. 17-41.
- Browne, M. y Cudeck, R. (1993). "Alternative ways of assessing model fit", en Bollen, K. y Long, J. (eds.). *Testing structural equation models*. Beverly Hills, CA: Sage. p. 136-162.
- Brussino, S., Rabbia, H. H., Imhoff, D. y Paz García, A. P. (2011). Dimensión operativa de la ideología política en ciudadanos de Córdoba, Argentina. *Psicología Política*, 43, 85-106.
- Cárdenas, M., Mesa, P., Lagunes, K. y Yañez, S. (2010). Adaptación y validación de la Escala de Orientación a la Dominancia Social (SDO) en una muestra chilena. *Universitas Psychologica*, 9, 161-168.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2007). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales: consideraciones sobre la selección de test en la investigación psicológica. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Cattell, R. B. (1966). The Scree Test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 140-161. doi: 10.1207/s15327906mbr0102_10
- Chau, Y. K. (1997). Re-examining a model for evaluating information center success using a structural equation modelling approach. *Decision Sciences*, 28, 309-334. doi: 10.1111/j.1540-5915.1997.tb01313.x

- Duckitt, J. (2001). "A cognitive-motivational theory of ideology and prejudice". En Zanna, M. P. (ed.). *Advances in Experimental Social Psychology* San Diego, CA: Academic Press. p. 41-113. doi: 10.1016/S0065-2601(01)80004-6
- Duckitt, J. (2006). Differential effects of right wing authoritarianism and social dominance orientation on outgroup attitudes and their mediation by threat from competitiveness to outgroups. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32, 684-696. doi: 10.1177/0146167205284282
- 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. doi: 10.1016/S0191-8869(01)00086-1
- Engels, F. (1884, 2008). *El origen de la familia, la propiedad privada y el estado*. Madrid: Alianza Editorial.
- 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.
- Ferguson, C. J. y Dyck, D. (2012). Paradigm change in aggression research: The time has come to retire the General Aggression Model. *Aggression and Violent Behavior*, 17, 220-228. doi: 10.1016/j.avb.2012.02.007
- Fornell, C. y Larcker, D.F. (1981). Evaluating structural equations models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50. doi: 10.2307/3151312
- Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. y Tatham, R.L. (2006). *Multivariate Data Analysis*. Nueva Jersey, NJ: Pearson.
- Hambleton, R. (1994). Guidelines for adapting educational and psychological tests: a progress report. *European Journal of Psychological Assessment*, 10, 229-244.
- Hambleton, R. (1996). "Adaptación de test para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas", en Muñiz, J. (ed.), *Psicometría*. Madrid: Universitas. p. 203-238.
- Hambleton, R. (2005). "Issues, designs and technical guidelines for adapting test into multiple languages and cultures", en Hambleton, R., Merenda, P. y Spielberger, C. (eds.). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Nueva Jersey, NJ: Lawrence Erlbaum. p.3-38.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Jost, J. y Thompson, E. (2000). Group-based dominance and opposition to equality as independent predictors of self-esteem, ethnocentrism, and social policy attitudes among African Americans and European Americans. *Journal of Experimental Social Psychology*, 36, 209-232. doi: 10.1006/jesp.1999.1403
- Jost, J. T., Banaji, M. R. y Nosek, B. A. (2004). A decade of system justification theory: Accumulated evidence of conscious and unconscious bolstering of the status quo. *Political Psychology*, 25, 881-919. doi: 10.1111/j.1467-9221.2004.00402.x
- Landis, J. R. y Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33, 159-174. doi: 10.2307/2529310
- Martin, A. y Femia, P. (2004). Delta: A new measure of agreement between two raters. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 57, 1-19.
- Martin, A. y Femia, P. (2005). Chance-corrected measures of reliability and validity in KxK tables. *Statistical Methods in Medical Research*, 14, 473-492.
- Martin, A. y Femia, P. (2008). Chance-corrected measures of reliability and validity in 2x2 tables. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 37, 760-772.
- Marx, C. y Engels, F. (1846, 1994). *La ideología alemana*. Valencia: Universitat de Valencia. Servei de Publicacions.
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los test. 2.ª ed. *Psicothema*, 25, 147-157. doi: 10.7334/psicothema2013.24
- Netemeyer, R., Johnston, M. y Burton, S. (1990). An analysis of role conflict and role ambiguity in a structural equations framework. *Journal of Applied Psychology*, 75, 148-157. doi: 10.1037/0021-9010.75.2.148
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. Nueva York, NY: McGraw-Hill.
- Pratto, F., Liu, J., Levin, S., Sidanius, J., Shih, M., Bachrach, H., et al. (2000). Social dominance and the legitimization of inequality across cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 31, 369-409. doi: 10.1177/0022022100031003005
- Pratto, F., Sidanius, J. y Levin, S. (2006). Social Dominance Theory and the dynamics of intergroup relations: Taking stock and looking forward. *European Review of Social Psychology*, 17, 271-320. doi: 10.1080/10463280601055772
- Pratto, F., Sidanius, J., Stallworth, L. M. y Malle, B. F. (1994). Social Dominance Orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 741-763. doi: 10.1037//0022-3514.67.4.741
- Pratto, F., Stallworth, L. y Sidanius, J. (1997). The gender gap: Differences in political attitudes and social dominance orientation. *British Journal of Social Psychology*, 36, 49-68. doi: 10.1111/j.2044-8309.1997.tb01118.x
- Satorra, A. (2002). Asymptotic robustness in multiple group linear-latent variable models. *Econometric Theory*, 18, 297-312. doi: 10.1017/S0266466602182041
- Sherif, M., Harvey, O. J., White, B. J., Hood, W. R. y Sherif, C. W. (1961). *Intergroup conflict and cooperation: The Robber's Cave experiment*. Norman: University of Oklahoma Press.
- Sibley, C. G., Osborne, D., y Duckitt, J. (2012). Personality and political orientation: meta-analysis and test of a threat-constraint model. *Journal of Research in Personality*, 46, 664-677. doi: 10.1016/j.jrp.2012.08.002
- Sidanius, J. y Pratto, F. (1999). *Social dominance: An intergroup theory of social hierarchy and oppression*. Cambridge: Cambridge University Press. doi: 10.1017/CBO9781139175043
- Sidanius, J. y Pratto, F. (2004). "Social Dominance Theory: a new synthesis", en Jost, J. y Sidanius, J. (eds.). *Political Psychology*. Nueva York, NY: Psychology Press. p. 315-332. doi: 10.1017/CBO9781139175043.002
- Sidanius, J., Levin, S., Liu, J. y Pratto, F. (2000). Social dominance orientation, anti-egalitarianism and the political psychology of gender: An extension and cross-cultural replication. *European Journal of Social Psychology*, 30, 41-67. doi: 10.1002/(SICI)1099-0992(200001/02)30:1<41::AID-EJSP976>3.0.CO;2-O
- Sidanius, J., Pratto, F. y Bobo, L. (1994). Social dominance orientation and the political psychology of gender: A case of invariance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 998-1100. doi: 10.1037//0022-3514.67.6.998
- Sidanius, J., Pratto, F. y Bobo, L. (1996). Racism, conservatism, affirmative action and intellectual sophistication: A matter of principled conservatism or group dominance? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 476-490.
- Sidanius, J., Pratto, F. y Brief, D. (1995). Group dominance and the political psychology of gender: A cross-cultural comparison. *Political Psychology*, 16, 381-396. doi: 10.2307/3791836
- Sidanius, J., Pratto, F., Van Laar, C. y Levin, S. (2004). The Social Dominance Theory: Its agenda and method. *Political Psychology*, 25, 845-800. doi: 10.1111/j.1467-9221.2004.00401.x
- Silván-Ferrero, M. P. y Bustillos, A. (2007). Adaptación de la Escala de Orientación a la Dominancia Social al castellano: validación de la Dominancia Grupal y la Oposición a la Igualdad como factores subyacentes. *Revista Psicología Social*, 22, 3-15.

- Tajfel, H. y Turner, J. C. (1986). "The social identity theory of intergroup behavior", en Worchel, S. y Austin, W. G. (eds.). *Psychology of intergroup relations*. Chicago, IL: Nelson-Hall Publishers. p. 7-24.
- Vila, N., Küster, I. y Aldás, J. (2000). *Desarrollo y validación de escalas de medida en Marketing*. Valencia: Quaderns de Treball. Facultat d'Economia.
- Xin, Z. y Chi, L. (2010). Wording effect leads to a controversy over the construct of the Social Dominance Orientation Scale. *The Journal of Psychology*, 144, 473-488. doi: 10.1080/00223980.2010.496672
- Zakrisson, I. (2005). Construction of a short version of the Right-Wing Authoritarianism (RWA) scale. *Personality and Individual Differences*, 39, 863-872. doi: 10.1016/j.paid.2005.02.026
- Zhang, Z. y Yuan, H. (2006). The reliability and validity of the social dominance orientation scale in China. *Journal of Southwest China Normal University*, 32, 17-21.
- Zubieta, E., Delfino, G. y Fernández, O. (2007). Dominancia social, valores y posicionamiento ideológico en jóvenes universitarios. *Psicodebate*, 8, 151-170.