

doi: <https://doi.org/10.15446/rcp.v29n2.78808>

Análisis Psicométrico de la Escala Orientación hacia la Dominancia Social (SDO) Mediante un Modelo de Ecuaciones Estructurales Exploratorias (ESEM)

DIEGO HENRÍQUEZ

Escuela de Psicología, Universidad Católica del Norte, Antofagasta, Chile

RODRIGO FERRER URBINA

JUAN-CARLOS ROMERO

Escuela de Psicología y Filosofía, Universidad de Tarapacá, Arica, Chile



Excepto que se establezca de otra forma, el contenido de esta revista cuenta con una licencia Creative Commons "reconocimiento, no comercial y sin obras derivadas" Colombia 2.5, que puede consultarse en: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/co>

Cómo citar este artículo: Henríquez, D., Ferrer, R., & Romero, J. C. (2020). Análisis Psicométrico de la Escala Orientación hacia la Dominancia Social (SDO) Mediante un Modelo de Ecuaciones Estructurales Exploratorias (ESEM). *Revista Colombiana de Psicología*, 29(2), 41-55. <https://doi.org/10.15446/rcp.v29n2.78808>

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse a Diego Henríquez, e-mail: xdiegohenriquez@gmail.com. Dirección Postal: Escuela de Psicología, Universidad Católica del Norte, Angamos #0610, Antofagasta, Chile.

Agradecimientos: Este estudio fue financiado por la Escuela de Psicología y Filosofía de la Universidad de Tarapacá con la participación del Grupo de Investigación de Psicología Política de la Universidad de Tarapacá.

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN CIENTÍFICA
RECIBIDO: 1 DE ABRIL DE 2019 – ACEPTADO: 20 DE ENERO DE 2020

Resumen

El objetivo de la presente investigación es analizar las propiedades psicométricas de la Escala Orientación hacia la Dominancia Social (sdo), en una muestra no universitaria de la ciudad de Arica, Chile, implementando técnicas psicométricas de acuerdo con el estado del arte disciplinar. El muestreo fue no probabilístico, por conveniencia y disponibilidad de 812 participantes, entre edades de 18 a 89 años. Se realizaron estimaciones de fiabilidad, análisis factoriales confirmatorios y modelos de ecuaciones estructurales exploratorios, contrastando diferentes modelos. Los resultados proporcionaron evidencia de validez basada en la estructura interna de la prueba, presentando buen ajuste de la estructura de la sdo (RMSEA=.076; CFI=.963; TLI=.956), y adecuados niveles estimados de fiabilidad (Oposición a la Igualdad: $\alpha=.85$, $\omega=.84$; Dominancia Grupal: $\alpha=.67$, $\omega=.66$). Finalmente, se concluye que las puntuaciones de la escala sdo poseen evidencia suficiente para sustentar su uso e interpretación, en población no universitaria equivalente a la del presente estudio.

Palabras clave: dominancia grupal, Modelo de Ecuaciones Estructurales Exploratorias (ESEM), oposición a la igualdad, psicometría, validación de la Escala Orientación hacia la Dominancia Social.

Psychometric Analysis of the Social Dominance Orientation (sdo) Scale Through a Model of Exploratory Structural Equations (ESEM)

Abstract

The objective of this research is to analyze the psychometric properties of the Social Dominance Orientation (sdo) Scale in a non-university sample of the city of Arica, Chile, implementing psychometric techniques according to the state of disciplinary art. The sampling was non-probabilistic due to the convenience and availability of 812 participants in a range of ages from 18 to 89 years. To contrast different models were performed reliability estimates, confirmatory factorial analyses, and exploratory structural equation models. The results provided evidence of validity based on the internal structure of the test, presenting good adjustment of the sdo structure (RMSEA=.076; CFI=.963; TLI=.956), and estimated adequate levels of reliability (Opposition to the Equality: $\alpha=.85$, $\omega=.84$, Group dominance: $\alpha=.67$, $\omega=.66$). Finally, the research concluded that the scores of the sdo scale have sufficient evidence to support its use and interpretation, in a non-university population equivalent to that of the present study.

Keywords: Exploratory Structural Equations Model (ESEM), group dominance, opposition to equality, psychometry, validation sdo.

Los conflictos intergrupales son una fuente de problemas sociales que pueden traducirse en violencia social, la cual tiende a tener mayor impacto en los grupos más desfavorecidos (Pratto, Sidanius, & Levin, 2006). Por estas y otras razones, a lo largo de la historia de la psicología social ha existido un interés constante por el estudio de los prejuicios y estereotipos (Tajfel & Turner, 1979), que se convierten en discriminación hacia minorías nacionales, étnicas, raciales, sexuales, generacionales y religiosas, entre otras (Espinosa, Calderón-Prada, Burga, & Güímac, 2007; Hatibovic, Bobowik, Faúndez, & Sandoval, 2017; Liviatan & Jost, 2011; Sidanius & Pratto, 2004). Este interés se ha focalizado en reconocer los potenciales del conflicto intergrupar, identificando aquellas variables que lo originan, para poder realizar acciones de diagnóstico e intervención.

En este escenario, la Teoría de la Dominancia Social (TDS, en adelante) ha sido una de las líneas de investigación más abundantes, en psicología social, para explicar el conflicto intergrupar y la desigualdad social (Lee, Pratto, & Johnson, 2011). La TDS postula que las actitudes individuales sobre las jerarquías entre grupos sociales influyen de manera significativa en las políticas sociales e institucionales que promueven y contribuyen la producción y reproducción del sistema de desigualdad social (Pratto, Sidanius, Stallworth, & Malle, 1994), siendo una fuente de explicación de la tendencia de los sujetos a mantener las jerarquías sociales (Sidanius, Pratto, Van Laar, & Levin, 2004).

La TDS ha sido operacionalizada para su medición a partir de la Escala Orientación hacia la Dominancia Social (SDO, del inglés, en adelante; Pratto et al., 1994), la cual mide la predisposición de los individuos hacia el mantenimiento de relaciones intergrupales jerárquicas y no igualitarias (Sidanius & Pratto, 2004). A través del uso de la SDO se han obtenido diversas evidencias que sustentan la TDS como un aspecto relevante para analizar diferentes tipos de prejuicios y estereotipos (Aranda, Montes-Berges, & Castillo-Mayén, 2015; Martínez, Calzado, & Martínez, 2011), tales como: racismo (Duriez &

Van Hiel, 2002; Pratto et al., 1994; Sidanius, Pratto, & Bobo, 1996); sexismo (Christopher & Mull, 2006; Garaigordobil & Aliri, 2013; Montes-Berges & Silván-Ferrero, 2004; Rottenbacher, 2010; Sidanius, Levin, Liu, & Pratto, 2000); homofobia y transfobia (Rottenbacher, 2012); entre otros. Asimismo, se ha observado que la SDO correlaciona con aspectos ideológicos como: conservadurismo (Duriez & Van Hiel, 2002; Jost & Thompson, 2000; Pratto et al., 1994; Pratto, Stallworth, & Sidanius, 1997; Rottenbacher, 2012; Sidanius, Pratto et al., 1996); autoritarismo (Altemeyer, 1998; Duckitt, 2006; Duriez & Van Hiel, 2002; Espinosa et al., 2007); la creencia en un mundo justo (Jost & Hunyady, 2005; Oldmeadow & Fiske, 2007); actitud hacia la meritocracia (Levin, Federico, Sidanius, & Rabinowitz, 2002; Pratto et al., 1994; Rottenbacher & Molina-Guzmán, 2013; Sibley & Duckitt, 2010); y nacionalismo (Peña & Sidanius, 2002).

Estructura Factorial de la SDO

Si bien, en un comienzo, los creadores de la SDO sostuvieron que esta escala era de carácter unidimensional (Pratto et al., 1994), investigaciones posteriores (Cárdenas, Meza, Lagues, & Yañez, 2010; Etchezahar, Prado-Gascó, Jaume, & Brussino, 2014; Ho et al., 2015; Jost & Thompson, 2000; Silván-Ferrero & Bustillos, 2007) han formulado y consolidado la SDO como una escala de estructura de dos factores, compuesta por las dimensiones: Dominancia Grupal (DG, en adelante), referida a la preferencia hacia los sistemas de dominación basados en jerarquías, donde los grupos de alto estatus dominan a los grupos de estatus menores, por medio del control y mantenimiento activo, incluso violento, de discursos agresivos que justificarían la opresión hacia los grupos más desfavorecidos (Ho et al., 2015); y Oposición a la Igualdad (OI, en adelante), referida a la preferencia por sistemas de desigualdad, basados en grupos jerárquicos, que son mantenidos por una red interrelacionada de ideologías y políticas sociales que mantienen y aumentan la desigualdad y la jerarquía intergrupar (Ho et al., 2015).

Ahora bien, esta solución de dos factores no ha estado libre de controversias, ya que se ha propuesto que el carácter bidimensional pudiese corresponder a un mero artefacto metodológico (Xin & Chi, 2010), siendo la bidimensionalidad un emergente de efectos *wording*, por el carácter de redacciones positivas y negativas.

La SDO en el Contexto Latinoamericano

Desde sus inicios, la SDO ha evidenciado adecuados niveles de fiabilidad, tanto en estudios en países angloparlantes (estructura unidimensional: $\alpha=.80$ a $.89$; Pratto et al., 1994; estructura bidimensional: $\alpha=.73$ a $.88$ para DG y $\alpha=.77$ a $.89$ para OI; Jost & Thompson, 2000), como en población hispanohablante (estructura bidimensional: $\alpha=.77$ para DG y $\alpha=.84$ para OI; Silván-Ferrero & Bustillos, 2007; $\alpha=.88$ para DG y $\alpha=.79$ para OI; Cárdenas et al., 2010; $\alpha=.74$ para DG y $\alpha=.83$ para OI; Etchezahar et al., 2014). No obstante, con la salvedad de un estudio realizado en Argentina (Etchezahar et al., 2014), todos las investigaciones mencionadas se restringen al uso exclusivo del coeficiente alfa de Cronbach, pese a las limitaciones conocidas como el infrecuente cumplimiento del supuesto de tau-equivalencia (Cho & Kim, 2015), condición que rara vez se cumple en la práctica (Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016). Es por esta razón que múltiples autores han recomendado la utilización y reporte de coeficientes de fiabilidad alternativos (Revelle & Zinbarg, 2009), como el coeficiente Omega (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014), el cual es más robusto ante el incumplimiento del supuesto de tau-equivalencia (Viladrich, Angulo-Brunet, & Doval, 2017).

Por otra parte, si bien las adaptaciones hispanohablantes de la SDO (Cárdenas et al., 2010; Etchezahar et al., 2014; Silván-Ferrero & Bustillos, 2007) han reportado evidencias de validez basadas en la estructura interna del test, los estudios realizados poseen limitaciones psicométricas de consideración: (1) uso de análisis de componentes principales (ACP), el cual no permite identificar estructuras latentes, ya que opera de manera

similar a los modelos formativos (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014), donde se asume que los indicadores conforman la variable de modo aditivo (Bollen & Lennox, 1991; Diamantopoulos & Siguaw, 2006), por lo que no es posible identificar el error de medida de los indicadores (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010), y (2) uso de rotaciones ortogonales que asumen independencia interfactorial (Izquierdo, Olea, & Abad, 2014), contradiciendo de esta forma el supuesto teórico de que las dimensiones DG y OI son dos factores relacionados que componen la SDO (Ho et al., 2012; Kugler, Cooper, & Nosek, 2010).

Además de estas restricciones, las adaptaciones hispanohablantes se han visto limitadas en la capacidad de generalización de sus resultados debido a que, tanto en población chilena (Cárdenas et al., 2010) como española (Silván-Ferrero & Bustillos, 2007), las muestras solo han estado conformadas por estudiantes universitarios (Cárdenas et al., 2010; Etchezahar et al., 2014; Silván-Ferrero & Bustillos, 2007), lo que ha limitado la evidencia de validez para su uso exclusivo en el contexto universitario. Esta limitación puede resultar importante si se considera que el entorno académico está dotado de ambientes politizados que propician discursos de igualdad y rechazo a la discriminación de minorías (Sidanius, Levin, van Laar, & Sears, 2008), que pueden favorecer la manipulación y/o enmascaramiento de actitudes intergrupales discriminatorias (Henry, 2008).

En este sentido, para comprender de mejor manera las actitudes y comportamientos intergrupales que pueden favorecer la opresión y la desigualdad en el sistema social, es necesario proporcionar estimaciones de fiabilidad y evidencias de validez suficientes y actualizadas de la escala SDO en población no universitaria, conforme al actual estado del arte psicométrico, entregando garantías éticas mínimas para sustentar las conclusiones y hallazgos que se obtengan a partir de las mediciones psicométricas realizadas (AERA, APA, & NCME, 2014).

Modelos de Ecuaciones Estructurales Exploratorios como una Alternativa al AFE y al AFC

Las evidencias de validez basadas en la estructura interna de las pruebas tienen como objetivo evaluar si la dimensionalidad del modelo teórico estudiado se condice con las puntuaciones u observaciones empíricas recogidas (Prieto & Delgado, 2010). Las técnicas más habituales para dar cuenta de la evidencia de validez basada en el constructo son los análisis factoriales exploratorios (AFE, en adelante) y los análisis factoriales confirmatorios (AFC, en adelante; Lloret-Segura et al., 2014). Además, para probar la estructura de los modelos de medida, frecuentemente se suele realizar primero un AFE y luego un AFC (en el caso de la SDO, Cárdenas et al., 2010; Etchezahar et al., 2014; Silván-Ferrero & Bustillos, 2007), lo que genera pérdida muestral (al dividir la muestra) y riesgos de capitalización del azar (Izquierdo et al., 2014). Usualmente, se suele pensar que cuando se busca identificar una estructura que no ha sido planteada a priori por alguna teoría, se utiliza el AFE (Henson & Roberts, 2006), mientras que cuando se busca evaluar si una teoría planteada a priori se extrapola en los datos analizados, se suele utilizar el AFC (Jackson, Gillaspay, & Purc-Stephenson, 2009). Sin embargo, para Morin, Marsh y Nagengast (2013) esta distinción es errónea, pues argumentan que la diferencia fundamental entre el AFE y el AFC es que, en el caso del AFE todas las saturaciones cruzadas se estiman libremente, mientras que en el AFC, al estar basado en modelos de *clusters* independientes (ICM en inglés), cada indicador satura en un único factor (saturaciones cruzadas restringidas a cero). Esta situación provoca la exclusión de saturaciones cruzadas relevantes, afecta las estimaciones de ajuste y distorsiona las dimensiones de los constructos, sobreestimando la relación entre el factor y el ítem y/o también las relaciones entre esos factores y otros constructos (Asparouhov & Muthén, 2009). Por lo tanto, el AFC sería solo un procedimiento más restrictivo que AFE (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010;

Ferrando & Lorenzo-Seva, 2014), pero sin subsanar sus deficiencias. Para subsanar las limitaciones que posee el uso de AFE y AFC, en la última década se han propuesto e implementado los modelos de ecuaciones estructurales exploratorios (ESEM, sigla original del inglés), los cuales se fundamentan en la combinación de los AFE y AFC, proporcionando la identificación de la estructura del modelo de manera más flexible, pero controlando de mejor forma las fuentes de variabilidad que no pertenecen al constructo (Herrmann & Pfister, 2013; Marsh et al., 2009). En los ESEM, la forma de definir cada factor a priori, es mediante la rotación TARGET (Asparouhov & Muthén, 2009), la cual “dirige” las saturaciones factoriales a cero (Howard, Gagné, Morin, & Forest, 2018), por lo que la estructura de cada constructo se establece de acuerdo con un modelo teórico específico. En otras palabras, los ESEM corresponden a una estrategia confirmatoria, con la ventaja de otorgar una representación más realista que los AFC, al incluir las saturaciones cruzadas dentro de los modelos (Asparouhov & Muthén, 2009; Morin, Arens, & Marsh, 2015).

Objetivos de la Presente Investigación

En este escenario, el propósito del presente estudio es revisar las propiedades psicométricas de la SDO, incluyendo la revisión de la estructura factorial y posibles efectos de método, acorde con metodologías y estándares contemporáneos, dentro de un contexto hispanohablante de población no universitaria.

Método

Diseño y Participantes

El diseño del estudio es de carácter instrumental (Ato, López, & Benavente, 2013). El muestreo fue no probabilístico, por conveniencia y disponibilidad. Se trabajó con una muestra comunitaria de 812 participantes chilenos/as de Arica, cuyas edades oscilaron entre los 18 y 89 años ($M=46.09$; $DT=17.83$), de los cuales 483 fueron mujeres (59.5 %) y 329 fueron hombres (40.5 %).

Del total de la muestra, el 16.5 % ($n=134$) cuenta con estudios primarios, el 46.1 % ($n=374$) con estudios secundarios, el 17.5 % ($n=142$) con estudios técnico superior, el 19 % ($n=154$) con estudios universitarios y por último el 1 % ($n=8$) cuenta con estudios de posgrado. Respecto a la autopercepción del nivel socioeconómico (NSE), el 14.5 % ($n=118$) señaló pertenecer a NSE bajo, el 24.5 % ($n=199$) a NSE medio bajo, el 55.7 % ($n=452$) a NSE medio y un 5.3 % ($n=43$) a NSE medio alto.

Instrumentos

La escala de Orientación hacia la Dominancia Social formó parte de un cuestionario más amplio que tenía como propósito medir el prejuicio hacia los migrantes en una ciudad fronteriza del Norte de Chile. A efectos del presente estudio, se utilizaron solamente dos apartados del cuestionario mayor:

Datos sociodemográficos. Esta sección recogió información acerca del sexo, edad, estado civil, nivel de estudios y nivel socioeconómico.

Escala de Orientación hacia la Dominancia Social. Precisamente la versión adaptada y validada en Chile (Cárdenas et al., 2010), a partir de la Escala de Orientación hacia la Dominancia Social de Sidanius, Pratto y Bobo (1994). Esta escala comprende 16 enunciados referidos a relaciones jerárquicas y asimétricas entre grupos pertenecientes a una misma sociedad. Algunos de los reactivos que conforman la escala SDO son: ‘Si ciertos grupos se mantuvieran en su lugar, tendríamos menos problemas’ y ‘Los grupos inferiores deberían mantenerse en su lugar’. Los ítems están presentados en una escala tipo Likert de 7 puntos en la que: 1 es *Totalmente en desacuerdo* y 7 es *Totalmente de acuerdo*. Puntuaciones altas darían cuenta de una mayor Orientación a la Dominancia Social. Los ítems correspondientes a la dimensión Oposición a la Igualdad (8 ítems) están redactados en sentido inverso a los de la dimensión Dominancia Grupal (8 ítems).

Procedimiento

Los datos de la presente investigación se recogieron mediante la modalidad ‘puerta a puerta’ en diferentes sectores de la localidad de Arica (i.e., ciudad trifronteriza del norte de Chile). De acuerdo con la consulta y colaboración de la ONG Ciudadano Global Arica, estos sectores se identificaron como altamente poblados por población migrante, lo que significa que los participantes encuestados fueron personas que tienen mayor probabilidad de convivir y/o tener contacto con este tipo de población. Los participantes accedieron de manera voluntaria y anónima a realizar la aplicación, luego de firmar un consentimiento informado. Los encuestadores fueron estudiantes de segundo año de la Carrera de Psicología de una universidad estatal, a quienes se les capacitó específicamente para la aplicación del instrumento. La capacitación estuvo a cargo de profesionales de la ONG Ciudadano Global Arica. La información fue agrupada por el Equipo de Investigación en Psicología Política de la Universidad de Tarapacá.

Los instrumentos y el procedimiento fueron conocidos y aprobados por el comité de ética de la Universidad de Tarapacá.

Análisis de Datos

La base de datos fue analizada con los paquetes estadísticos SPSS v.24 y MPlus v.8.2. Primero, para identificar la estructura factorial más verosímil, se estimaron tres modelos por medio de análisis factoriales confirmatorios: El primer modelo (M_1) se especificó considerando a la SDO como una escala unifactorial, de acuerdo con lo inicialmente planteado por Pratto et al. (1994); el segundo modelo (M_2) se especificó como una estructura de dos factores (DG y OI), siguiendo lo propuesto por Jost y Thompson (2000), entre otros autores (Ho et al., 2012; Ho et al., 2015; Kugler et al., 2010); y el tercer modelo (M_3) se planteó como una versión alternativa, en la cual se aprovecharon las ventajas de los modelos bifactor, las cuales tienen la particularidad de poder separar la varianza atribuible a factores

específicos de la varianza imputada por un factor general (Howard et al., 2018; Morin, Arens, & Marsh, 2016), lo que permite contrastar una estructura jerárquica con dos factores específicos (DG y OI; Jost & Thompson, 2000) y un factor general (Pratto et al., 1994).

Debido a la controversia sobre si la estructura factorial de la SDO estaría sustentada por artefactos metodológicos (Xin & Chi, 2010), y para poder detectar alguna posible influencia del método de medición sobre la estructura factorial de la escala (William & Brown, 1994), se decidió contrastar dos modelos adicionales, controlando la varianza común del método (VCM): el modelo cuatro (M4), correspondiendo a un modelo unifactorial con un factor adicional de VCM; y el modelo cinco (M5), correspondiendo al modelo de dos factores con un factor adicional de VCM.

Finalmente, para identificar posibles cargas cruzadas, se evaluaron dos modelos adicionales, mediante ESEM con rotación TARGET (Asparouhov & Muthén, 2009): el modelo seis (M6), en el cual se especificó con una estructura de dos factores (DG y OI; Jost & Thompson, 2000); y el modelo siete (M7), en el que se especificó una estructura bifactor (Morin et al., 2016) con dos factores específicos (DG y OI; Jost & Thompson, 2000) y un factor general (Pratto et al., 1994).

Para todos los análisis, se utilizó el método de estimación *robust weighted least squares* (WLS-MV), el cual es robusto con variables ordinales no normales (Beauducel & Herzberg, 2006).

Finalmente, se examinó la fiabilidad de la SDO mediante el coeficiente Alpha de Cronbach y el coeficiente Omega (Dunn et al., 2014; Revelle, & Zinbarg, 2009).

Resultados

Los índices de ajuste para todos los modelos se muestran en la Tabla 1. En primera instancia, se valoraron los ajustes de los modelos M1, M2 y M3: M1 presentó un ajuste deficiente, observándose niveles de ajuste inferiores a los estándares recomendados por la literatura ($CFI > .95$; $TLI > .95$;

$RMSEA < .05$ con IC [.00 .08]; Schreiber, 2017); M2 evidenció un ajuste aceptable, cercano a los valores recomendados ($CFI = .95$; $TLI = .94$; $RMSEA = .07$) con saturaciones factoriales entre .38 a .82 en DG y entre .68 a .88 en OI; mientras que M3 superó en ajuste ($CFI = .97$; $TLI = .96$; $RMSEA = .06$) a los modelos M1 y M2, pero el factor general (FG, en adelante) evidenció saturaciones factoriales no significativas (P1 y P2) e inversas (P5), observándose siete saturaciones factoriales menores a .30.

En el caso de los modelos con factor de VCM (M4 y M5), el modelo unifactorial continuó presentando un ajuste deficiente ($CFI = .93$; $TLI = .92$; $RMSEA = .09$), mientras que el modelo de dos factores (M5), si bien presentó un ajuste cercano a los estándares utilizados ($CFI = .95$; $TLI = .93$; $RMSEA = .06$), no supuso un incremento sustantivo respecto al modelo de dos factores sin control de VCM.

Al no tener evidencia para poder sostener que la SDO mantiene una estructura unifactorial, incluso considerando efectos de método, se probaron, vía ESEM, los modelos de dos factores (M6) y el modelo bifactor (M7). Ambos modelos presentaron niveles de ajuste aceptables y saturaciones factoriales cruzadas pequeñas ($\lambda < .20$), sin embargo, el modelo bifactor (M7) presentó saturaciones factoriales estadísticamente no significativas (P4, P11, P12, P13, P15 y P16), algunas inversas (P3, P6, P8 y P10) y 12 saturaciones factoriales menores a .30.

En todos los modelos analizados, los índices de modificación evidenciaron dos pares de ítems con redundancias excesivas (i.e., redacción equivalente) en cada uno de los factores, específicamente: P7 (Los grupos inferiores deberían *mantenerse* en su lugar) con P8 (La diferencia entre grupos sociales es natural y debería ser *mantenida*); y P9 (Sería deseable que todos los grupos fueran *iguales*) con P10 (La *igualdad* entre los grupos debería ser nuestro ideal). Por lo tanto, se hicieron nuevos análisis de cada modelo (M1, M2, M3, M6 y M7), realizando depuraciones iterativas y descartando los ítems que presentaron constantemente saturaciones más bajas (P8 y P9).

Si bien la eliminación de dichos ítems produjo mejoras sustantivas en los ajustes de todos los modelos, solo los modelos M2 y M6 depurados, presentaron indicadores de ajuste, comparativos (CFI, TLI) y absolutos (χ^2/gl ; RMSEA) aceptables, así como saturaciones factoriales significativas en todos sus reactivos. Las saturaciones factoriales para cada dimensión y las estimaciones de fiabilidad en las dimensiones depuradas de M2 y M6 se presentan en la Tabla 2.

En M2 depurado, se observaron saturaciones factoriales entre .39 y .69 para DG y entre .68 y .88 para OI. Mientras que en M6 depurado se presentaron saturaciones factoriales cruzadas, en su mayoría, pequeñas ($\lambda < .20$). En cuanto a la relación entre factores, se observó una correlación pequeña ($r > .20$; Cohen, 1988) en ambos modelos depurados.

Finalmente, con respecto a las estimaciones de fiabilidad de la escala SDO con 14 ítems, DG obtuvo coeficientes $\alpha = .67$ y $\omega = .66$, mientras que OI obtuvo coeficientes $\alpha = .85$ y $\omega = .84$. Asimismo, cada dimensión presentó correlaciones ítem-total superiores a .31 (DG = .31 a .41; OI = .45 a .70).

Discusión

Esta investigación tuvo como objetivo indagar las propiedades psicométricas de la SDO, presentando evidencias de validez y fiabilidad para su uso en población no universitaria equivalente a la muestra. Para cumplir dicho propósito, se utilizaron las estrategias psicométricas más adecuadas de acuerdo con los supuestos teóricos y características de la SDO. Se analizó la estructura interna del test, contrastando diferentes modelos por medio de AFC (incluyendo el control de la VCM) y ESEM. Asimismo, se estimó la consistencia interna del test, a través del coeficiente alfa de Cronbach y del coeficiente Omega (Dunn et al., 2014; Howard et al., 2018).

De acuerdo con los modelos contrastados en el presente estudio, se evidencia que la SDO presenta dos factores sustantivos (DG y OI). Los modelos unifactoriales (M1, M4 y M1 depurado) no otorgaron evidencia suficiente para sostener

que la SDO represente un factor general. Estos resultados se replicaron, incluso en los modelos (M4 y M5) a los cuales se les controló la varianza común del método (VCM).

En cuanto a los modelos bifactor (M3, M5, M7, M3 depurado y M7 depurado), si bien estos demostraron ajustes aceptables, sus factores generales en ningún modelo fueron reflejados por la totalidad de los ítems de la escala. En cambio, los factores específicos sí se adecuaron a la propuesta teórica de dos factores (Jost & Thompson, 2000), evidenciando cargas significativas tanto en la DG como en la OI.

En todos los modelos analizados inicialmente, los ítems P7 con P8 y P9 con P10, presentaron los índices de modificación más altos, lo que ayudó a detectar redundancias que pudieron estar afectando los índices de ajuste del instrumento (Lloret-Segura et al., 2014). Por esta razón, a la versión original de 16 ítems, se le eliminaron los ítems P8 y P9, ya que su contenido era muy similar a P7 y P10 respectivamente. A pesar de estas modificaciones, M2 y M6 depurados, demostraron ser los modelos que mejor representan las relaciones observadas. Por lo tanto, la estructura de dos factores propuesta por Jost y Thompson (2000) sería la más adecuada a considerar.

En cuanto a los resultados de fiabilidad, OI obtuvo valores similares a evaluaciones anteriores ($\alpha = .85$, $\omega = .84$; Cárdenas et al., 2010; Etchezahar et al., 2014; Jost & Thompson, 2000; Silván-Ferrero & Bustillos, 2007). Sin embargo, DG evidenció una fiabilidad notoriamente más baja ($\alpha = .67$, $\omega = .66$) en comparación con adaptaciones anteriores. Estas diferencias en los resultados se podrían deber a la forma en que se recogieron los datos en cada investigación. En los estudios anteriores, los participantes realizaron encuestas auto-aplicadas, mientras que en nuestro estudio el procedimiento fue hetero-aplicado, lo cual pudo incrementar la deseabilidad social de los encuestados, creando poca variabilidad inter-sujetos en las respuestas de la dimensión en cuestión (DG), reduciendo los niveles de fiabilidad. Esta situación se podría explicar debido a que DG

Tabla 1
Indicadores de Ajuste Global de los Modelos Estimados

Modelo	N.º de Factores	Análisis	vcm	Ítems excluidos	Parámetros	χ^2	gl	p	CFI	TLI	RMSEA	IC 90 %	
												Inferior	Superior
M1	1 factor	AFC			112	2563.79	104	.00	.934	.923	.097	.091	.103
M1*		AFC		P8 y P9	98	1595.14	77	.00	.793	.761	.171	.165	.176
M4		AFC	X		113	886.73	103	.00	.843	.814	.156	.149	.163
M2	2 factores	AFC			113	631.29	103	.00	.956	.948	.079	.074	.085
M2*		AFC		P8 y P9	99	429.14	76	.00	.963	.956	.076	.069	.083
M5		AFC	X		129	369.65	87	.00	.976	.967	.063	.057	.070
M6		ESEM			127	649.42	89	.00	.953	.936	.088	.082	.094
M6*		ESEM		P8 y P9	111	341.42	64	.00	.971	.959	.073	.066	.081
M3	Bifactor	AFC			128	403.99	88	.00	.973	.964	.067	.060	.073
M3*		AFC		P8 y P9	112	238.91	63	.00	.982	.974	.059	.051	.067
M7		ESEM			141	414.472	75	.00	.971	.954	.075	.068	.082
M7*		ESEM		P8 y P9	123	153.519	52	.00	.989	.982	.049	.040	.058

Nota: χ^2 = chi-cuadrado; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación de la raíz; IC = intervalo de confianza; 1G = Un factor general; 2E = Dos factores específicos; vcm = Varianza Común del Método.

* Modelos depurados.

Tabla 2
Saturaciones Factoriales Estandarizados y Estimaciones de Fiabilidad (Alpha de Cronbach y Coeficiente Omega) de M2 y M6 Depurados

Escala Orientación hacia la Dominancia Social	M2		M6	
	DG	OI	DG	OI
Dominancia Grupal (DG)				
P1. Algunas personas son inferiores a otras.	.50**	-	.63**	.15**
P2. En ocasiones es necesario adoptar medidas que impliquen utilizar la fuerza contra otros grupos.	.41**	-	.44**	-.02
P3. Es natural que un grupo tenga más oportunidades en la vida que otros.	.59**	-	.57**	.02
P4. Para progresar en la vida, en ocasiones es necesario pasar por encima de otras personas.	.57**	-	.46**	.15**
P5. Si ciertos grupos se mantuvieran en su lugar, tendríamos menos problemas.	.39**	-	.55**	.20**
P6. Resulta normal y positivo que ciertos grupos estén en una posición superior y otros en una posición inferior.	.64**	-	.58**	.09**
P7. Los grupos inferiores deberían mantenerse en su lugar.	.69**	-	.59**	.15**
Oposición a la Igualdad (OI)				
P10. La igualdad entre los grupos debería ser nuestro ideal.	-	.77**	-.03	.78**
P11. Todos los grupos deberían tener las mismas oportunidades en la vida.	-	.81**	-.01	.81**
P12. Deberíamos hacer todo cuanto podamos para igualar las condiciones de los diferentes grupos.	-	.85**	-.03	.86**
P13. Deberíamos incrementar la equidad social.	-	.88**	.06*	.86**
P14. Tendríamos menos problemas si tratásemos a las personas de forma igualitaria.	-	.81**	.03	.80**
P15. Deberíamos hacer todo lo posible por equiparar los ingresos económicos de los distintos grupos sociales.	-	.81**	-.00	.81**
P16. Ningún grupo debería dominar a otro en la sociedad.	-	.68**	.02	.68**
Factores Covariados				
Dominancia Grupal		.28**	-	.22**
Estimadores de Fiabilidad				
Alpha (α)	.67	.85	-	-
Omega (ω)	.66	.84	-	-

Nota: Saturaciones factoriales >.30 están en negrita; ** $p < .01$; * $p < .05$; DG = Dominancia Grupal; OI = Oposición a la Igualdad.

expresa una forma manifiesta de actitudes que se inclinan por la desigualdad entre los grupos, mientras que OI, sería una forma atenuada de esta actitud de jerarquización (Ho et al., 2015).

Asimismo, llama la atención que, en todas las adaptaciones hispanohablantes, la dimensión Dominancia Grupal obtuvo una fiabilidad sustancialmente menor a la reportada por las versiones en inglés. En el futuro sería deseable contar con un análisis de invarianza para ver si la cultura tiene algún efecto en la comprensión del instrumento, o también, si se debe a algún problema de traducción y/o adaptación al español.

Respecto a las evidencias de validez, tanto el AFC como el ESEM evidencian que la escala es una adecuada representación de las relaciones observadas. Sin embargo, el ESEM entregó mejores índices de ajuste, debido a que las estimaciones entregadas por los ESEM son particularmente eficientes para absorber la complejidad no modelada de los constructos, lo que a su vez puede inflar el ajuste de estas estimaciones en comparación con modelos que no toman en cuenta esta complejidad (e.g., cuando se usa AFC; Morin et al., 2015). Por otro lado, en el caso del AFC, las cargas cruzadas que se fuerzan inapropiadamente a mantener un valor cero, pueden conducir a factores distorsionados con correlaciones sobrerrepresentadas (Marsh et al., 2009). De igual forma, algunos estudios de simulación han mostrado que los ESEM tienden a proporcionar una mejor representación de las correlaciones observadas entre los factores (Marsh, Lüdtke, Nagengast, Morin, & Von Davier, 2013), lo que lleva a la recomendación de que se debe preferir los ESEM cuando las correlaciones entre los factores son sustancialmente menores en comparación con las correlaciones entre factores que puedan presentar los AFC (e.g., Asparouhov, Muthén, & Morin, 2015). Sin embargo, en el caso de nuestro estudio, no se observó una gran diferencia entre los dos métodos de análisis en cuanto a la correlación entre factores (AFC: $r=.28$; ESEM: $r=.22$). Asimismo, utilizando ESEM, se pudo observar que el ítem 5 'Si ciertos grupos se mantuvieran en su

lugar, tendríamos menos problemas', tuvo una carga cruzada de $-.20$, lo que señalaría que parte de OI, también se estaría reflejando en este ítem, lo cual entrega una información más fidedigna del reactivo.

En concordancia con la literatura (e.g., Asparouhov & Muthén, 2009; Howard et al., 2018; Marsh, Nagengast, & Morin, 2013), ESEM evidenció ser una herramienta eficiente para poder representar las relaciones observadas de los modelos, aportando valiosa información de las cargas cruzadas que presentaron los reactivos. Por lo tanto, se evidencia la ventaja de considerar el uso rutinario de ESEM como un análisis alternativo a considerar en contextos aplicados para generar evidencias de validez.

En el caso del presente estudio, ambas estrategias evidenciaron buenas representaciones y ajuste de los datos al modelo de dos factores, lo que concuerda con gran parte de la evidencia reportada hasta la fecha (e.g., Cárdenas et al., 2010; Etchezahar et al., 2014; Ho et al., 2012; Ho et al., 2015; Jost & Thompson, 2000; Kugler et al., 2010; Silván-Ferrero & Bustillos, 2007). Con todo, es preferible considerar M2 depurado por sobre M6 depurado, debido al mayor grado de parsimonia que presentan los modelos especificados con AFC en comparación a los ESEM (March et al., 2009).

Conclusión

Con base en los resultados, se corrobora que, en su versión modificada de 14 ítems, las puntuaciones de la escala Orientación hacia la Dominancia Social poseen evidencia suficiente para sustentar su uso e interpretación, en población no universitaria equivalente.

Limitaciones y Direcciones para Futuras Investigaciones

La mayor limitación del presente estudio es que la muestra fue no probabilística y solamente conformada por población de una ciudad fronteriza del norte de Chile (Arica), lo que implica que estos resultados no pueden generalizarse con

seguridad a toda la población chilena. Por ello, se recomienda que en futuras investigaciones se realice una réplica con muestras representativas de otros contextos, utilizando las estrategias analíticas empleadas en el presente estudio.

Por último, llama la atención que, en todas las adaptaciones hispanohablantes, la dimensión Dominancia Grupal obtuvo una fiabilidad sustancialmente menor a la reportada por las versiones en inglés. Sería deseable, en el futuro, contar con un análisis de invariancia para ver si la cultura tiene algún efecto en la comprensión del instrumento.

Referencias

- Altemeyer, B. (1998) The other "authoritarian personality". En Zanna MP (Ed.) *Advances in Experimental Social Psychology*, vol. 30. Academic Press. San Diego, CA, EE. UU. pp. 47-92.
- American Educational Research Association (AERA), American Psychological Association (APA), y National Council on Measurement in Education (NCME). (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.
- Aranda, M., Montes-Berges, B., & Castillo-Mayén, M. R. (2015). La orientación a la dominancia social en la adolescencia: el papel de la identidad de género y los rasgos estereotípicos femeninos y masculinos. *Revista de Psicología Social*, 30, 241-263. <https://doi.org/10.1080/21711976.2015.1016752>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16, 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Asparouhov, T., Muthén, B., & Morin, A. J. (2015). Bayesian Structural equation modeling with cross-loadings and residual covariances: *Comments on Stromeyer et al. Journal of Management*, 41, 1561-1577. <https://doi.org/10.1177/0149206315591075>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29, 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Beauducel A., & Herzberg, P. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling*, 13, 186-203. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1302_2
- Bollen, K., & Lennox, R. (1991). Conventional wisdom on measurement: A structural equation perspective. *Psychological Bulletin*, 110, 305. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.110.2.305>
- Cárdenas, M., Meza, P., Lagues, K., & 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.
- Cho, E., & Kim, S. (2015). Cronbach's coefficient alpha: Well-known but poorly understood. *Organizational Research Methods*, 18, 207-230. <https://doi.org/10.1177/1094428114555994>
- Christopher, A. N., & Mull, M. S. (2006). Conservative ideology and ambivalent sexism. *Psychology of Women Quarterly*, 30, 223-230. <https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.2006.00284.x>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Diamantopoulos, A., & Siguaw, J. A. (2006). Formative versus reflective indicators in organizational measure development: A comparison and empirical illustration. *British Journal of Management*, 17, 263-282. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8551.2006.00500.x>
- 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. <https://doi.org/10.1177/0146167205284282>
- Dunn, T., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From Alpha to Omega: A Practical Solution to the Pervasive Problem of Internal Consistency Estimation. *British Journal of Psychology*, 105, 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Duriez, B., & Van Hiel, A. (2002). The march of modern fascism: A comparison of social dominance orientation and authoritarianism. *Personality and Individual*

- Differences*, 32, 1199-1213. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00086-1](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00086-1)
- Espinosa, A., Calderón-Prada, A., Burga, G., & Güimac, J. (2007). Estereotipos, prejuicios y exclusión social en un país multiétnico: el caso peruano. *Revista de Psicología*, 25, 295-338. Recuperado de <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/1415>
- Etchezahar, E., Prado-Gascó, V., Jaume, L., & Brusino, S. (2014). Validación argentina de la Escala de Orientación a la Dominancia Social. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46, 35-43. [https://doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70004-4](https://doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70004-4)
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31, 18-33. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1793.pdf>
- Ferrando, P., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30, 1170-1175. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>
- Garaigordobil, M., & Aliri, J. (2013). Relaciones del sexismo con justificación de la violencia, y con otras formas de prejuicio como la dominancia social y el autoritarismo. *Estudios de Psicología*, 34, 127-139. <https://doi.org/10.1174/021093913806751384>
- Hatibovic, F., Bobowik, M., Faúndez, X., & Sandoval, J. (2017). Xenofobia y homofobia como efectos de la orientación política, religión y sexo mediados por clasismo y patriocentrismo en jóvenes universitarios chilenos. *Revista Colombiana de Psicología*, 26, 131-148. <https://doi.org/10.15446/rcp.v26n1.55687>
- Henry, P. J. (2008). College sophomores in the laboratory redux: Influences of a narrow data base on social psychology's view of the nature of prejudice. *Psychological Inquiry*, 19, 49-71. <https://doi.org/10.1080/10478400802049936>
- Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of Exploratory Factor Analysis in Published Research Common Errors and Some Comment on Improved Practice. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 393-416. <https://doi.org/10.1177/0013164405282485>
- Herrmann, A., & Pfister, H. (2013). Simple measures and complex structures: Is it worth employing a more complex model of personality in Big Five inventories? *Journal of Research in Personality*, 47, 599-608. <https://doi.org/10.1016/j.jrjp.2013.05.004>
- Ho, A. K., Sidanius, J., Kteily, N., Sheehy-Skeffington, J., Pratto, F., Henkel, K. E., Foels, R., & Stewart, A. L. (2015). The nature of social dominance orientation: Theorizing and measuring preferences for intergroup inequality using the new SDO₇ scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109, 1003-1028. <https://doi.org/10.1037/pspi0000033>
- Ho, A. K., Sidanius, J., Pratto, F., Levin, S., Thomsen, L., Kteily, N., & Sheehy-Skeffington, J. (2012). Social dominance orientation: Revisiting the structure and function of a variable predicting social and political attitudes. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38, 583-606. <https://doi.org/10.1177/0146167211432765>
- Howard, J. L., Gagné, M., Morin, A. J., & Forest, J. (2018). Using bifactor exploratory structural equation modeling to test for a continuum structure of motivation. *Journal of Management*, 44, 2638-2664. <https://doi.org/10.1177/01492063166645653>
- Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema*, 26, 395-400. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.349>
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting Practices in Confirmatory Factor Analysis: An Overview and Some Recommendations. *Psychological Methods*, 14, 6-23. <https://doi.org/10.1037/a0014694>
- Jost J. T., & Hunyady, O. (2005). Antecedents and consequences of system-justifying ideologies. *Curr. Direct. Psychol. Sci.*, 14, 260-265. <https://doi.org/10.1111/j.0963-7214.2005.00377.x>
- Jost, J. T., & Thompson, E. P. (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. <https://doi.org/10.1006/jesp.1999.1403>
- Kugler, M. B., Cooper, J., & Nosek, B. A. (2010). Group-based dominance and opposition to equality correspond to different psychological motives. *Social*

- Justice Research*, 23, 117-155. <https://doi.org/10.1007/s11211-010-0112-5>
- Lee, I. C., Pratto, F., & Johnson, B. T. (2011). Intergroup consensus/disagreement in support of group-based hierarchy: An examination of socio-structural and psycho-cultural factors. *Psychological Bulletin*, 137, 1029-1064. <https://doi.org/10.1037/a0025410>
- Levin, S., Federico, C. M., Sidanius, J., & Rabinowitz, J. L. (2002). Social dominance orientation and intergroup bias: The legitimization of favoritism for high-status groups. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 144-157. <https://doi.org/10.1177/0146167202282002>
- Liviatan I., & Jost, J.T. (2011). Special Issue: System justification theory: Motivated social cognition in the service of the status quo. *Soc. Cognit.* 29, 231-237. <https://doi.org/10.1521/soco.2011.29.3.231>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30, 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Nagengast, B., Morin, A. J. S., & Von Davier, M. (2013). Why item parcels are (almost) never appropriate: Two wrongs do not make a right—Camouflaging misspecification with item parcels in CFA models. *Psychological Methods*, 18, 257-284. <https://doi.org/10.1037/a0032773>
- Marsh, H. W., Nagengast, B., & Morin, A. J. S. (2013). Measurement invariance of big-five factors over the life span: ESEM tests of gender, age, plasticity, maturity, and la dolce vita effects. *Developmental Psychology*, 49, 1194-1218. <https://doi.org/10.1037/a0026913>
- Marsh, H., Muthén, B., Asparourov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A., & Trautwein, U. (2009). Exploratory structural equation modelling, integrating CFA and EFA: application to students' evaluations of university teaching. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16, 439-476. <https://doi.org/10.1080/10705510903008220>
- Martínez, M. F., Calzado, V., & Martínez, J. (2011). La orientación a la dominancia social y la identidad nacional en las actitudes hacia las políticas migratorias: el papel mediador de la amenaza percibida y el tamaño del exogrupo. *Revista de Psicología Social*, 26, 21-32. <https://doi.org/10.1174/021347411794078408>
- Montes-Berges, B., & Silván-Ferrero, M. D. P. (2004). Dominancia social y neosexismo: relación con las actitudes hacia programas de acción afirmativa. *Revista de Psicología Social*, 19, 275-285. <https://doi.org/10.1174/0213474041960487>
- Morin, A. J. S., Marsh, H., & Nagengast, B. (2013). Exploratory structural equation modeling: an introduction. In GR Hancock & RO Mueller (Eds.), *Structural Equation Modeling: A Second Course*, 2nd Edition (pp. 395-436). Greenwich, CT: IAP.
- Morin, A. J., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2015). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23, 116-139. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.961800>
- Morin, A. J., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2016). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23, 116-139. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.961800>
- Oldmeadow, J., & Fiske, S. (2007). System-justifying ideologies moderate status competence stereotypes: Roles for belief in a just world and social dominance orientation. *Eur. J. Soc. Psychol.*, 37, 1135-1148. <https://doi.org/10.1002/ejsp.428>
- Peña, Y., & Sidanius, J. (2002). U.S. patriotism and ideologies of group dominance: A tales for asymmetry. *J. Soc. Psychol.*, 142, 782-790. <https://doi.org/10.1080/00224540209603936>
- Pratto, F., Sidanius, J., & 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. <https://doi.org/10.1080/10463280601055772>
- Pratto, F., Sidanius, J., Stallworth, L. M., & Malle, B. F. (1994). Social dominance orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 741-763. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.4.741>

- Pratto, F., Stallworth, L., & Sidanius, J. (1997). The gender gap: Differences in political attitudes and social dominance orientation. *British Journal of Social Psychology*, 36, 49-68. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.1997.tb01118.x>
- Prieto, G., & Delgado, A. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31, 67-74.
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sjtsma. *Psychometrika*, 74, 145-154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Rottenbacher de Rojas, J. M. (2010). Sexismo ambivalente, paternalismo masculino e ideología política en adultos jóvenes de la ciudad de Lima. *Pensamiento psicológico*, 7(14), 9-18. Recuperado de <https://revistas.javerianacali.edu.co/index.php/pensamientopsicologico/article/view/129/383>
- Rottenbacher de Rojas, J. M. (2012). Conservadurismo político, homofobia y prejuicio hacia grupos transgénero en una muestra de estudiantes y egresados universitarios de Lima. *Pensamiento psicológico*, 10, 23-37. Recuperado de <https://revistas.javerianacali.edu.co/index.php/pensamientopsicologico/article/view/176>
- Rottenbacher de Rojas, J. M., & Molina-Guzmán, J. (2013). Intolerancia a la ambigüedad, conservadurismo político y justificación de la inequidad económica, legal, educativa y étnica en la ciudad de Lima-Perú. *Revista Colombiana de Psicología*, 22, 253-274. Recuperado de <https://revistas.unal.edu.co/index.php/psicologia/article/view/30027>
- Schreiber, J. B. (2017). Update to core reporting practices in structural equation modeling. *Research in Social and Administrative Pharmacy*, 13, 634-643. <https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2016.06.006>
- Sibley, C. G., & Duckitt, J. (2010). The ideological legitimation of the status quo: Longitudinal tests of a social dominance model. *Polit. Psychol.*, 31, 109-137. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2009.00747.x>
- Sidanius, J., & Pratto, F. (2004). Social dominance theory: A new synthesis. In J. T. Jost & J. Sidanius (Eds.). *Political Psychology*. Nueva York, NY: Psychology Press. pp. 315-332.
- Sidanius, J., Levin, S., Liu, J., & 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. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-0992\(200001/02\)30:1<41::AID-EJSP976>3.0.CO;2-O](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-0992(200001/02)30:1<41::AID-EJSP976>3.0.CO;2-O)
- Sidanius, J., Levin, S., Van Laar, C., & Sears, D. O. (2008). *The diversity challenge: Social identity and intergroup relations on the college campus*. New York: Russell Sage Foundation.
- Sidanius, J., Pratto, F., & 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. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.6.998>
- Sidanius, J., Pratto, F., & 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. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.476>
- Sidanius, J., Pratto, F., Van Laar, C., & Levin, S. (2004). The Social Dominance Theory: Its agenda and method. *Political Psychology*, 25, 845-800. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2004.00401.x>
- Silván-Ferrero, M. D. P., & 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 de Psicología Social*, 22, 3-15. <https://doi.org/10.1174/021347407779697485>
- Tajfel, H., & Turner, J. C. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. En W. G. Austin y S. Worchel (Eds.). *The social psychology of intergroup relations* (pp. 33-47). Monterey: Brooks/Cole.
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 769. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate

- internal consistency reliability. *Annals of Psychology*, 33, 755-782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Williams, L. J., & Brown, B. K. (1994). Method variance in organizational behavior and human resources research: Effects on correlations, path coefficients, and hypothesis testing. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 57, 185-209. <https://doi.org/10.1006/obhd.1994.1011>
- Xin, Z., & 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. <https://doi.org/10.1080/00223980.2010.496672>

Apéndice

Escala de Orientación hacia la Dominancia Social, versión modificada de 14 ítems

1. Algunas personas son inferiores a otras.
2. En ocasiones es necesario adoptar medidas que impliquen utilizar la fuerza contra otros grupos.
3. Es natural que un grupo tenga más oportunidades en la vida que otros.
4. Para progresar en la vida, en ocasiones es necesario pasar por encima de otras personas.
5. Si ciertos grupos se mantuvieran en su lugar, tendríamos menos problemas.
6. Resulta normal y positivo que ciertos grupos estén en una posición superior y otros en una posición inferior.
7. Los grupos inferiores deberían mantenerse en su lugar.
8. La igualdad entre los grupos debería ser nuestro ideal.
9. Todos los grupos deberían tener las mismas oportunidades en la vida.
10. Deberíamos hacer todo cuanto podamos para igualar las condiciones de los diferentes grupos.
11. Deberíamos incrementar la equidad social.
12. Tendríamos menos problemas si tratásemos a las personas de forma igualitaria.
13. Deberíamos hacer todo lo posible por equiparar los ingresos económicos de los distintos grupos sociales.
14. Ningún grupo debería dominar a otro en la sociedad.

Nota: Ítems 8 al 14 están en sentido inverso.

