

Propiedades Psicométricas de la Escala de Orientación a la Dominancia Social en Adolescentes Chilenos

Psychometric Properties of the Social Dominance Orientation Scale in Chilean Adolescents

Sònia Lahoz i Ubach¹

Resumen

El objetivo de la presente investigación fue poner a prueba la dimensionalidad de la Escala de Orientación a la Dominancia Social (SDO), la cual mide el grado en que los individuos respaldan los valores antiigualitarios y apoyan y perpetúan los sistemas jerárquicos de desigualdad basados en grupos, y evaluar sus propiedades psicométricas, al ser aplicado a una muestra de adolescentes chilenos. La muestra consistió en 1,280 estudiantes chilenos de 7° y 8° curso de educación básica y de 1° a 4° de educación media. Se observó un mejor ajuste bifactorial y las dos dimensiones del SDO obtuvieron buenos índices de fiabilidad y adecuada validez interna convergente y discriminante. Los resultados obtenidos indican que la escala SDO es un instrumento válido y confiable para medir la Orientación a la Dominancia Social en adolescentes chilenos.

Palabras clave: orientación a la dominancia social, antiigualitarismo, adolescentes, propiedades psicométricas

Abstract

This study assessed the dimensionality and psychometric properties of the Social Dominance Orientation Scale (SDO), which measures individuals' endorsement of anti-egalitarian values, and support and perpetuate hierarchical group-based systems of inequality. The sample included of 1,280 Chilean students from 7th and 8th grade of basic education and from 1st to 4th grade of secondary education. The scale showed good reliability indices and adequate convergent and discriminant validity. A better adjustment of the bifactorial model was observed. The results indicate that the SDO scale is a reliable and structurally valid instrument to measure the Social Dominance Orientation in Chilean adolescents.

Keywords: Social Dominance Orientation, anti-egalitarianism, adolescents, psychometric properties

¹Doctora en Psicología Clínica y de la Salud por la Universitat de Barcelona. Cientista Social. Instituto Nacional de Derecho Humanos. Eliodoro Yáñez 832, Región Metropolitana, Santiago de Chile. Tel.: +56 9 9626 7057. Correo: slahoz@indh.cl

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°75 · Vol. 1 · 49-64 · 2025

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

Los problemas de discriminación y prejuicio representan un desafío constante para los establecimientos educacionales, los cuales están llamados, no solo a promover el desarrollo de los y las estudiantes en términos de resultados académicos, sino también las actitudes que reduzcan los prejuicios y mejoren el respeto y la inclusión de los diversos grupos sociales (Pfeifer et al., 2007; Shafiq & Myers, 2014). La existencia de prejuicios y conductas discriminatorias entre los grupos tiene un importante enfoque explicativo en la Teoría de la Dominancia Social (Pratto et al., 1994).

Un constructo clave dentro de la Teoría de la Dominancia Social es el de Orientación a la Dominancia Social (SDO, por sus siglas en inglés), definida como la orientación y el deseo generalizados hacia las relaciones de dominación/subordinación entre grupos, independientemente de si ello implica la dominación o subordinación del propio grupo (Pratto et al., 2006). Según Pratto et al. (2006) estos deseos de dominancia social se expresan en actos individuales de discriminación y en la participación en procesos intergrupales e institucionales que producen mejores resultados para los grupos dominantes que para los subordinados.

Diferentes estudios han mostrado que la SDO es un predictor del racismo (Çetiner & Van Assche, 2021; Kteily et al., 2011, 2012), la homofobia (Metin-Orta, 2021; Poteat et al., 2007), el sexismo (Kteily et al., 2012; Nicol & Rounding, 2013; Roets et al., 2012) la violencia de género y su reconocimiento (Berke & Zeichner, 2016; Rollero et al., 2021). Las investigaciones señalan que aquellas personas con mayores niveles de SDO manifiestan una mayor oposición a las políticas públicas que favorecen a los grupos desprotegidos (Etchezahar et al., 2022; Sibley & Duckitt, 2010) y mayor discriminación hacia las personas migrantes (Bassett, 2010; Guimond et al., 2010).

Las investigaciones sobre la SDO en población adolescente, si bien más limitadas, han ido en la misma línea, mostrando resultados similares. Así, en este grupo etario, la SDO se ha relacionado positivamente con el prejuicio hacia las personas migrantes (Albarello et al., 2019), la homofobia (Hooghe & Meeusen, 2012; Mata et al., 2010;

Poteat et al., 2007; Poteat & Anderson, 2012), el racismo y el prejuicio étnico (Bratt et al., 2016; Duriez, 2011; Duriez et al., 2007) e, incluso, con conductas agresivas entre pares (Mayeux, 2014). Un estudio realizado por Goodboy et al. (2016) demostró la correlación positiva entre la SDO en jóvenes con sus autoreportes de acoso escolar en la educación media, concluyendo la necesidad de incluir la SDO al abordar los fundamentos psicológicos de las conductas de acoso escolar.

Los estudios en adolescentes también han encontrado relaciones negativas entre la SDO y conductas prosociales (Yang et al., 2018) y empatía (Sidanius et al., 2013, 2016).

En cuanto a la SDO en personas pertenecientes a grupos desfavorecidos, los estudios han observado que las y los miembros de estos grupos que obtienen altas puntuaciones en SDO adoptan estilos de justificación del sistema, en vez de una resistencia al sistema de status quo (Jost & Burgess, 2000; Overbeck et al., 2004), mostrándose más pasivos y cooperantes con su propia discriminación, lo cual supondría proporcionar al sistema jerárquico una mayor fuerza y estabilidad (Pratto et al., 2006; Radke et al., 2018).

Para medir las diferencias individuales en este constructo, Pratto et al. (1994) elaboraron la Escala de Orientación a la Dominancia Social, la cual se componía de 14 ítems, con una fiabilidad promedio de .83 obtenida a través de 13 muestras. La ampliación de la escala a 16 ítems, haciendo que cada ítem refiriera solamente al concepto genérico de grupo, mostró una fiabilidad de .91 (Pratto et al., 1994). En la actualidad, la escala de 16 ítems es la más utilizada.

Si bien, en la formulación original de Pratto et al. (1994), la escala presentaba una estructura factorial unidimensional, investigaciones posteriores señalaron la presencia de una estructura formada por dos dimensiones: Oposición a la Igualdad —asociada a actitudes generales hacia el igualitarismo en el sistema social— y Orientación a la Dominancia Grupal —vinculada a actitudes sobre la rivalidad endo-exogrupal— (Jost & Thompson, 2000; Peña & Sidanius, 2002). Estas dos dimensiones hacen parte del mismo constructo de SDO, pero tienen características diferentes en cuanto a su relación con comportamientos y actitudes sobre la desigualdad. La Orientación a la

Dominancia Grupal se ha concebido como una forma de justificación del grupo, mientras que el factor Oposición a la Igualdad ha sido definido como una forma de justificación del sistema (Jost, Banaji, & Nosek, 2004; Jost, Fitzsimons, & Kay, 2004). Según Ho et al. (2012), la dimensión Orientación a la Dominancia Grupal representa una preferencia por jerarquías de dominación basadas en grupos en las que los grupos dominantes activamente oprimen a los grupos que consideran subordinados. Los autores encontraron que la Orientación a la Dominancia Grupal predice comportamientos agresivos dirigidos hacia grupos subordinados, el respaldo a las creencias que justificarían la opresión y un fuerte enfoque a la competencia y amenaza grupal. La dimensión Oposición a la Igualdad, según Ho et al. (2012), representa la oposición a la igualdad entre los grupos, y se relaciona, según sus resultados, con el apoyo a ideologías que justificarían sutilmente la desigualdad y la oposición a políticas que generen más igualdad entre grupos.

Desde la aparición de la escala de SDO en 1994, se han desarrollado adaptaciones y validaciones en diferentes contextos culturales y ha demostrado tener un poder predictivo adecuado para dar cuenta de actitudes y comportamientos intergrupales en diferentes culturas (Kunst et al., 2017; Liu et al., 2021; Pratto et al., 2013; Vargas-Salfate et al., 2018). Concretamente, en el mundo hispanoparlante se han realizado tres adaptaciones, una en el contexto español (Silván-Ferrero & Bustillos, 2007), otra en el contexto chileno (Cárdenas et al., 2010), y una tercera en el argentino (Etchezahar et al., 2014). Tanto Silván-Ferrero y Bustillos (2007), como Cárdenas et al. (2010) encontraron, a través del análisis factorial confirmatorio, mejor apoyo para la estructura de dos factores.

Sin embargo, a pesar de que, como se ha expuesto, existen estudios que analizan la SDO en adolescentes, las propiedades psicométricas de la escala no han sido analizadas en esta población, y los estudios señalados aplican la escala original de Pratto et al. (1994) o su traducción.

Contar con un instrumento válido y fiable que permita conocer la Orientación Social Dominante de las y los adolescentes es fundamental, dado que la adolescencia es el período en el que los individuos amplían sus perspectivas cognitivas y

sociales (Benish-Weisman et al., 2015; Crocetti, 2017; Crocetti et al., 2011), las cuales permiten el desarrollo de actitudes hacia diversos grupos y normas sociales (Abrams & Rutland, 2008; Bratt, et al., 2016; Poteat et al., 2007; Rutland et al., 2010) y la reflexión sobre las relaciones con la sociedad y la comunidad (Hoppe-Graff & Kim, 2005). Es especialmente en la adolescencia cuando las y los adolescentes pueden convertirse en ciudadanos comprometidos con su comunidad (Crocetti et al., 2014, 2016).

Por otra parte, diferentes investigaciones han señalado que la SDO puede modificarse por las influencias de la socialización grupal y el grupo de pares (Poteat et al., 2007). Dhont et al. (2014) mostraron, además, que las intervenciones basadas en el aumento del contacto intergrupales positivo en las y los adolescentes reducen su Orientación a la Dominancia Social. Dichos hallazgos pueden conducir al desarrollo de técnicas para disminuir la SDO.

Identificar la Orientación Social Dominante de las y los adolescentes puede proporcionar, de este modo, una guía útil para profesionales de la educación y responsables de formular políticas educativas para el diseño de intervenciones escolares destinadas a promover actitudes que reduzcan los prejuicios y mejoren el respeto y la inclusión de los diversos grupos sociales.

Considerando lo anterior, la presente investigación pretende explorar la estructura factorial de la escala SDO aplicada a una muestra de estudiantes chilenos, estudiar la consistencia interna y la validez convergente y discriminante de sus dimensiones, a fin de permitir su uso en la población adolescente.

Método

Participantes

La selección de la muestra fue de tipo intencional, y quedó conformada por 1,280 estudiantes de 7° y 8° curso de educación básica y de 1° a 4° de educación media (52.7 % hombres; 47.3% mujeres) de edades comprendidas entre los 12 y los 18 años ($M=14.23$; $DE=1.76$), alumnos de 24 centros educacionales pertenecientes al sistema de educación pública, de la Región Metropolitana de Santiago de Chile.

Instrumento

Se utilizó la adaptación al castellano de Cárdenas et al. (2010) de la Escala de Orientación a la Dominancia Social, SDO (Pratto et al., 1994) que presenta una fiabilidad de .86 (.79 la escala de Oposición a la Igualdad y .88 la de Orientación a la Dominancia). La SDO evalúa el grado en que los individuos respaldan los valores antiigualitarios y apoyan y perpetúan los sistemas jerárquicos de desigualdad basados en grupos. Está formada por 16 ítems sobre los que los y las participantes deben indicar qué tan a favor o en contra se encuentran con cada uno de ellos en una escala que va de 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente de acuerdo*). La puntuación total se obtiene mediante la suma de la puntuación en cada uno de los enunciados, una vez invertidos los ítems del 9 al 16, de modo que puntuaciones altas indican mayor Orientación a la Dominancia Social.

Procedimiento

El instrumento fue administrado a una muestra de 25 adolescentes de entre 12 a 16 años, con el objeto de realizar la adaptación madurativa y ajustar el nivel de dificultad de los ítems a estudiantes de los últimos años de educación primaria y de educación media (13 mujeres y 12 hombres). Siguiendo las directrices sugeridas por De Leeuw et al. (2004) y Hausken-Sutter et al., (2021), dos profesionales expertas les realizaron entrevistas cognitivas para identificar fuentes de confusión y frases problemáticas para las y los adolescentes y el motivo, sugiriendo así mejoras en el cuestionario. Para garantizar que mantuviera su equivalencia en el contexto adolescente, las investigadoras hicieron preguntas del tipo: “¿Cómo interpretas esta palabra/frase?”, “¿Entiendes esta palabra/frase?”. También se animó a las y los adolescentes a hablar libremente (“pensar en voz alta”) sobre el cuestionario. La palabra “equidad” no fue entendida, por lo que se sustituyó por “igualdad”, y “mantenerse” por “permanecer”. La palabra “ingresos” provocó confusión en los más pequeños, por lo que se acompañó de la palabra “salarios”. En caso de confusión en los ítems, se presentó la traducción literal del cuestionario original en inglés, lo que dio buenos resultados. Así, por ejemplo, ítems como “Es natural que un grupo tenga más oportunidades en la vida que otros”, que no fue comprendida, se reescribió como

“Está bien si algunos grupos tienen más oportunidades en la vida que otros”, que guarda mayor relación con la frase original “It's OK if some groups have more of a chance in life than others”. Las entrevistas duraron entre 15 y 25 minutos.

La Tabla 1 muestra los ítems del cuestionario de Cárdenas et al. (2010), los de la versión original de Pratto et al. (1994) y los de la versión final que se aplicó.

En cuanto a la administración de los cuestionarios, los y las participantes respondieron individualmente de forma autónoma, en sesiones de 30 minutos, en el aula.

Los/las estudiantes que formaron parte de esta investigación participaron de manera voluntaria y anónima, con posterioridad a que sus padres, madres o apoderados firmaran el consentimiento y el/la adolescente el asentimiento. Tanto a apoderados como a adolescentes se les informó de que la respuesta a los cuestionarios sería utilizada con fines exclusivamente académico-científicos y que la información facilitada era de carácter totalmente confidencial.

Este estudio y sus correspondientes consentimientos y asentimientos, fueron aprobados por el Comité de Ética de la Universidad Central de Chile.

Análisis de Datos

En primer lugar, se invirtieron los puntajes de los ítems del SDO redactados de modo negativo y se realizaron los análisis descriptivos: media, desviación típica, asimetría y curtosis, utilizando el programa SPSS 22. Con el mismo programa, la muestra se dividió aleatoriamente en dos submuestras (Lloret-Segura et al., 2014). Sobre la primera muestra aleatoria (n=640), se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando el programa Factor 12.04.05 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). Se empleó la matriz de correlación producto-momento —el cuestionario SDO utiliza ítems con siete alternativas de respuesta y sus distribuciones fueron aproximadamente normales, lo que permite acercarse adecuadamente al supuesto de continuidad (Lloret-Segura et al., 2014)—, y el método de Máxima Verosimilitud, con rotación PROMIN, utilizando el método de Hull basado en el CFI robusto (Lorenzo-Seva et al., 2011) para

Tabla 1. Ítems modificados de la versión de Cárdenas et al. (2010)

Versión Cárdenas et al. (2010)	Versión Pratto (1994)	Versión SDO adolescentes
En ocasiones es necesario adoptar medidas que impliquen utilizar la fuerza contra otros grupos	2. In getting what you want, it is sometimes necessary to use force against other groups.	2. Para obtener lo que quieres, a veces es necesario usar la fuerza contra otros grupos.
Es natural que un grupo tenga más oportunidades en la vida que otros.	3. It's OK if some groups have more of a chance in life than others.	3. Está bien si algunos grupos de personas tienen más oportunidades en la vida que otros.
Resulta normal y positivo que ciertos grupos estén en una posición superior y otros en una posición inferior.	6. It's probably a good thing that certain groups are at the top and other groups are at the bottom.	6. Es bueno que ciertos grupos estén en una posición superior y otros en una posición inferior.
La diferencia entre grupos sociales es natural y debería ser mantenida.	8. Sometimes other groups must be kept in their place.	8. A veces hay que mantener a otros grupos en su lugar.
Deberíamos Incrementar la equidad social.	13. Increased social equality.	13. Se debería aumentar la igualdad social.
Deberíamos hacer todo lo posible por equiparar los ingresos económicos de los distintos grupos sociales.	15. We should strive to make incomes as equal as possible.	15. Deberíamos hacer todo lo posible por igualar los sueldos/ingresos de las distintas personas.

determinar el número de factores a retener. El análisis factorial exploratorio arrojó una estructura de dos factores. Con la segunda submuestra (n=640) se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC), mediante el programa EQS 6.1, sobre el modelo de dos dimensiones obtenido a partir del AFE y el unidimensional propuesto inicialmente por los autores. El AFC fue aplicado sobre la matriz de correlaciones y los parámetros fueron estimados con el método de Máxima Verosimilitud robusto, método recomendable cuando no es posible probar la normalidad multivariada (Jaccard, 2018) o son datos ordinales (Li, 2016). Dada la violación del supuesto de normalidad multivariada, se optó por utilizar un método de estimación robusto para evaluar la bondad del ajuste. Considerando que la chi-cuadrado de Satorra Bentler ($SB\chi^2$; Satorra & Bentler, 2001) es sensible ante muestras grandes (Hopper et al., 2008), se evaluó el ajuste general del modelo a través del cálculo de otros índices como el $SB\chi^2$ relativo ($SB\chi^2/gl$) y los índices de ajuste incremental: el índice de ajuste normado (NFI) robusto, índice de ajuste no normado (NNFI) robusto o Índice de Tucker-Lewis (TLI), el índice comparativo de ajuste (CFI) robusto y el índice de ajuste incremental (IFI) robusto. Asimismo, se evaluó el índice de ajuste de carácter parsimonioso: RMSEA (error de aproximación cuadrático medio) robusto. Se estimó que valores de $SB\chi^2/gl \leq 5$ indicaban un ajuste aceptable del modelo (Hopper et al., 2008). Para los índices NFI, NNFI, CFI e IFI se consideraron indicadores de ajuste adecuado los

valores superiores a .90 (Garson, 2016; Hair et al., 2014; Kline, 2016; Schumacher & Lomax, 2010; Vera-Bachmann et al., 2020) en tanto que el RMSEA se consideraron los valores inferiores a .08 como indicadores de ajuste adecuado y, por debajo de .05, un buen modelo (Garson, 2016). La equivalencia en bondad de ajuste entre modelos se comprobó por la prueba de la diferencia de chi-cuadrado [$\Delta\chi^2$], el cociente entre la diferencia chi-cuadrado y la diferencia de grados de libertad [$\Delta\chi^2/\Delta gl$] <3, así como las diferencias en índices de ajuste comparativos [ΔNFI , ΔCFI] <.01 (Byrne, 2016).

Sobre el modelo de medida que presentó mejores ajustes se efectuaron los análisis de consistencia interna y la validez discriminante y convergente, con el programa SmartPLS (Ringle et al., 2024). La consistencia interna se calculó a través del alfa ordinal (Domínguez-Lara, 2018; Oviden & Zumbo, 2008), y de la confiabilidad compuesta (CC) (Hair et al., 2022), interpretándose un valor $\geq .70$ como reflejo de una consistencia interna aceptable, $\geq .80$ alta consistencia interna y $\geq .90$ una consistencia interna muy alta (Gadermann et al., 2019; López-Núñez et al., 2018). La validez convergente, es decir, la varianza común entre los indicadores y su constructo, se verificó mediante el cálculo de la varianza media extraída (AVE, Average Variance Extracted). La combinación de una $AVE > .50$ y una confiabilidad compuesta $CC \geq .70$ o una $AVE > .45$ y $CC \geq .80$ se tomó como criterio de validez convergente (Garson, 2016). El criterio de Fornell-Larcker y la proporción

Heterorasgo-Monorasgo (HTMT) se usaron para examinar la validez discriminante (Hair et al., 2022). Si la raíz cuadrada del AVE de cada variable latente es superior a su correlación con las restantes variables del modelo se puede asumir que cada factor comparte más varianza con sus indicadores que con los demás (Bagozzi & Yi, 2012; Henseler et al., 2015). Por su parte, se considera una adecuada validez discriminante valores del cómputo HTMT inferiores a .90 (Dar & Mishra, 2020; Henseler et al., 2015).

Resultados

Análisis preliminares y fiabilidad del cuestionario

La adaptación de la Escala de Orientación a la Dominancia Social en una muestra de adolescentes chilenos/as presentó buen índice de fiabilidad (α ordinal=.93). En la Tabla 2 se presenta la redacción final de los ítems, la media, la desviación típica y los índices de asimetría y curtosis.

Los resultados muestran que los ítems 3. *Está bien si algunos grupos tienen más oportunidades en la vida que otros* ($M=3.24$) y 5. *Si algunas personas permanecieran en su lugar, tendríamos menos problemas* ($M=2.94$) presentan promedios mayores, mientras que los ítems 11. *Todos los grupos [no] deberían tener las mismas oportunidades en la vida* y 13. *[no] Se debería aumentar la igualdad social*, ($M=2.23$) y ($M=2.32$) respectivamente, cuentan con promedios más bajos.

La totalidad de los ítems presentó valores adecuados de asimetría y curtosis, no sobrepasando los márgenes recomendados ± 1.5 , lo que sugiere el cumplimiento de normalidad univariada (Pérez & Medrano, 2010; Hair et al., 2022).

Evidencias de validez interna

Análisis Factorial Exploratorio

El índice Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO=.91$) y la prueba de Esfericidad de Bartlett ($\chi^2 [120]=4714.2$, $p<.001$) evidenciaron la pertinencia de realizar el análisis factorial exploratorio. El análisis de Hull (Auerswald & Moshagen, 2019) sugirió retener dos factores (Hull-CFI=.97), replicando la estructura factorial propuesta por Jost y Thompson (2000). Los dos factores explicaban el 54.45% de la

varianza y agruparon los ítems de la adaptación de la escala del mismo modo propuesto por estos autores (Tabla 3). El primer factor, definido por Jost y Thompson (2000) como Oposición a la Igualdad, explicó un 34.44% de la varianza total, mientras que el segundo, Orientación a la Dominancia Grupal, explicó un 20.01%. Todos los ítems presentaron saturaciones significativas en un único factor, las cargas en el otro factor fluctuaron entre .01 y .13, y los factores extraídos se compusieron de ocho ítems cada uno. Al realizar un análisis de la matriz de cargas factoriales, todos los ítems presentaron saturaciones superiores a .40 (.43 a .69 para el factor Orientación a la Dominancia Grupal y .68 a .83 para el factor Oposición a la Igualdad), valores suficientes para ser parte de la solución factorial (Kline, 2000).

Análisis Factorial Confirmatorio

El paso siguiente fue examinar, mediante el análisis factorial de tipo confirmatorio, si se confirmaba, en la segunda submuestra y bajo condiciones similares, la estructura factorial obtenida en el análisis factorial exploratorio, coincidente con la de Jost y Thompson (2000), o, por el contrario, se confirmaba la estructura unifactorial propuesta por Pratto et al. (1994). La prueba de Mardia reportó un coeficiente multivariado de asimetría de 36.873 ($p>.001$) y curtosis de 386.537 ($p<.001$), lo que implicó la violación del supuesto de normalidad multivariada, razón por la cual se optó por utilizar un método de estimación robusto.

Tal y como se observa en la Figura 1, la solución de Jost y Thompson (2000) fue confirmada, con los mismos ítems cargando en los mismos factores y con pesos factoriales mayores o iguales a .40.

La Tabla 4 presenta la información referida a los índices de ajuste obtenidos por ambos modelos.

El análisis confirmatorio muestra que el modelo propuesto por Pratto et al. (1994) no se ajusta adecuadamente, con una SB $\chi^2=2444.22$ ($df=104$, $p<.001$), ratio $\chi^2/df=23.502$), un NFI robusto=.786, NNFI robusto=.761, CFI robusto=.793, IFI robusto=.793. Además, su índice de error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) robusto fue de .188, 90% IC [.181, .194]. En tanto, los valores de los indicadores de la estructura bifactorial de Jost y Thompson (2000)

Tabla 2. Estadísticos Descriptivos de los Ítems de la Escala de Orientación a la Dominancia Social, Fiabilidad si se elimina el ítem y Correlación ítem-total

	M	DE	Asimetría	Curtosis
Algunos grupos de personas son inferiores a otros grupos.	2.59	1.64	.82	-.13
Para obtener lo que quieres. a veces es necesario usar la fuerza contra otros grupos.	2.36	1.51	1.01	.23
Está bien si algunos grupos tienen más oportunidades en la vida que otros.	3.24	1.89	.39	-.87
Para progresar en la vida. a veces es necesario pasar por encima de otras personas.	2.39	1.64	1.05	.23
Si algunas personas permanecieran en su lugar. tendríamos menos problemas.	2.94	1.79	.59	-.54
Es bueno que ciertos grupos estén en una posición superior y otros en una posición inferior.	2.48	1.57	.84	-.05
Los grupos inferiores deben permanecer en su lugar.	2.46	1.6	.92	.04
A veces hay que mantener a otros grupos en su lugar.	2.90	1.80	.56	-.64
Sería bueno que todos los grupos fueran iguales.	2.53	1.82	-.91	-.30
La igualdad para todos los grupos de personas debería ser nuestro ideal.	2.58	1.82	-.88	-.33
Todos los grupos deberían tener las mismas oportunidades en la vida.	2.23	1.70	-1.23	.43
Deberíamos hacer todo lo posible para igualar las condiciones para diferentes grupos.	2.52	1.72	-.88	-.21
Se debería aumentar la igualdad social.	2.32	1.68	-1.12	.29
Tendríamos menos problemas si tratáramos a las personas de manera más igualitaria.	2.40	1.78	-1.06	.02
Deberíamos hacer todo lo posible por igualar los sueldos/ingresos de los distintos grupos sociales.	2.44	1.78	-1.00	-.07
Ningún grupo debería dominar a otro en la sociedad.	2.79	2.03	-.73	-.77

* $p < .001$; ** La correlación es significativa en el nivel .01 (bilateral). Nota. M=media; DE=desviación estándar.

mostraron un ajuste adecuado: S-B $\chi^2=293.84$; ($df=103$, $p < .001$), $\chi^2/gl=2.852$, con un NFI robusto=.974, NNFI robusto=.980, CFI robusto=.983; IFI robusto=.983 el índice de error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) fue de .054, 90% IC [.047, .061].

Como se observa, los indicadores obtenidos en el segundo modelo suponen un buen ajuste. El χ^2/gl es menor a 5 siendo así un indicador de ajuste aceptable (Dakduk et al., 2019; Hopper et al., 2008). Los índices NFI y NNFI robustos presentan valores superiores a .95 estimándose como un ajuste adecuado (Garson, 2016; Hair et al., 2014; Kline, 2016; Schumacker & Lomax, 2010; Vera-Bachmann et al., 2020) mientras que los índices CFI e IFI robustos son superiores a .95, lo que significa un buen ajuste de la solución de acuerdo a los criterios de corte planteados por Garson (2016), Hair et al. (2014) y Kline (2016). El índice RMSEA robusto fue también aceptable bajo los criterios de Garson (2016) quien plantea que el RMSEA debe estar por debajo de .08 en un modelo adecuado. Hair et al. (2014) indican buenos modelos de ajuste al obtener valores RMSEA < .07 con CFI de .92 o superior, cuando el modelo tiene entre 12 y 30 variables observadas, como es el caso del presente estudio. Por último, el valor del SRMR de .048 (el SRMR robusto no es proporcionado en EQS), al ser inferior a .05, indica un ajuste adecuado (Kline, 2016).

El cociente entre la diferencia de los estadísticos chi y la diferencia de los grados de libertad de ambas soluciones es mayor a 3, y las diferencias en los índices CFI y NFI son mayores a

.01 lo que apunta a la no equivalencia entre la bondad del ajuste de los dos modelos (Byrne, 2016). La diferencia de chi-cuadrado indica la mejora significativa de la estructura bifactorial ($\Delta X^2=2150.38$, $gl=1$, $p < .001$).

Confiabilidad y validez convergente y discriminante

Después de confirmar la estructura de dos factores de la escala, se examinó la confiabilidad de las dos subescalas y su validez convergente y discriminante. Tanto el alfa ordinal (Oposición a la Igualdad=.93 y Orientación a la Dominancia Grupal=.84) como la fiabilidad compuesta (Oposición a la Igualdad=.94 y Orientación a la Dominancia Grupal=.87) evidenciaron una buena fiabilidad de la consistencia interna de las subescalas.

El análisis de validez convergente se realizó con los valores estimados de la varianza media extraída (AVE) para cada factor (AVE Oposición a la Igualdad=.69, AVE Orientación a la Dominancia Grupal=.46).

Se obtuvo una correlación significativa, positiva y moderada entre las dimensiones Oposición a la Igualdad y Orientación a la Dominancia Grupal ($r=.23$; $p < .001$).

Además de lo anterior, se observó que los dos factores obtenidos no compartían una cantidad sustancial de varianza entre sí, al ser la correlación entre factores menor a la raíz cuadrada de la varianza explicada por cada uno de los factores (\sqrt{AVE} Oposición a la Igualdad=.83; (\sqrt{AVE} Orientación a la Dominancia Grupal=.68), lo cual cumple con el criterio de validez discriminante propuesto por Fornell y

Tabla 3. Estructura Factorial de Escala de Orientación a la Dominancia Social

Matriz de estructura	Oposición a la Igualdad	Orientación a la Dominancia Grupal
Sería bueno que todos los grupos fueran iguales.	.68	
La igualdad para todos los grupos de personas debería ser nuestro ideal.	.74	
Todos los grupos deberían tener las mismas oportunidades en la vida.	.82	
Deberíamos hacer todo lo posible para igualar las condiciones para diferentes grupos.	.82	
Se debería aumentar la igualdad social.	.79	
Tendríamos menos problemas si tratáramos a las personas de manera más igualitaria.	.80	
Deberíamos hacer todo lo posible por igualar los sueldos/ingresos de los distintos grupos sociales.	.83	
Ningún grupo debería dominar a otro en la sociedad.	.63	
Algunos grupos de personas son inferiores a otros grupos.		.51
Para obtener lo que quieres, a veces es necesario usar la fuerza contra otros grupos.		.62
Está bien si algunos grupos de personas tienen más oportunidades en la vida que otros.		.43
Para progresar en la vida, a veces es necesario pasar por encima de otras personas.		.60
Si algunas personas permanecieran en su lugar, tendríamos menos problemas.		.65
Es bueno que ciertos grupos estén en una posición superior y otros en una posición inferior.		.69
Los grupos inferiores deben permanecer en su lugar.		.69
A veces hay que mantener a otros grupos en su lugar.		.65
Varianza explicada	34.44	20.01

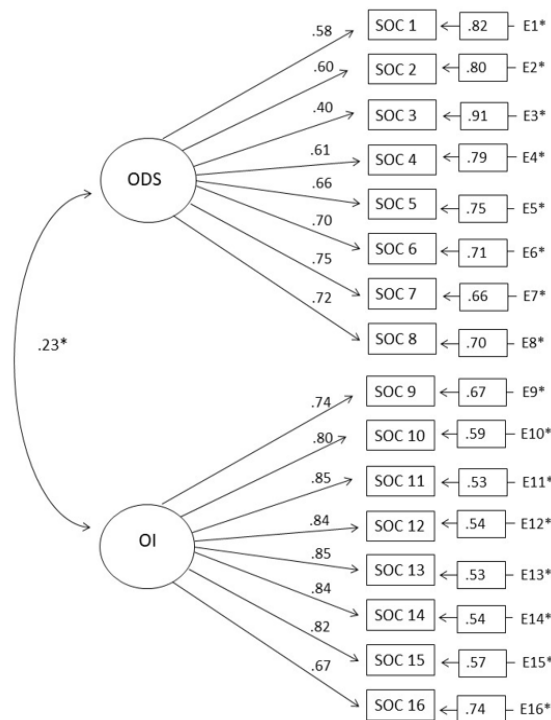


Figura 1. Modelo Factorial de la Escala de Orientación a la Dominancia Social. Fuente: elaboración propia.

Tabla 4. Comparación entre Índices de Ajuste de ambos Modelos

Estructura	SB χ^2	gl	SB χ^2/gl	NFI	NNFI	CFI	IFI	RMSEA
Estructura bifactorial	293.84*	103	2.852	.974	.980	.983	.983	.054
Estructura unifactorial	2444.22 *	104	23.502	.786	.761	.793	.793	.188
ΔX^2	2150.38*	1						

Nota. SB χ^2 =X2 de Satorra-Bentler; NFI=índice de ajuste normado; NNFI=índice no normalizado de ajuste; CFI=índice comparativo de ajuste; IFI=índice de ajuste incremental; RMSEA=índice de error de aproximación cuadrático medio.

* $p < .01$

Larcker (1981). Los hallazgos sugieren también que los valores de ambos constructos cumplieron con la condición de los estándares Heterorasgo–Monotrasgo (HTMT), siendo su valor (.229) claramente inferiores al valor umbral de .90. Lo

anterior indica que ambas subescalas están correlacionadas, pero cada una mide una dimensión distinta sin que exista redundancia entre ellas.

Discusión

El presente estudio tuvo como propósito conocer las propiedades psicométricas de la adaptación de la Escala de Orientación a la Dominancia Social en adolescentes chilenos/as, — instrumento diseñado para medir la orientación y deseo generalizados hacia las relaciones de dominación/ subordinación entre grupos o la predisposición individual hacia las relaciones intergrupales jerárquicas y no igualitarias— y poner a prueba su dimensionalidad, tratando de verificar cuál de las dos estructuras factoriales, señaladas en la literatura, mostraría una mayor validez de constructo aplicadas a población adolescente: la original de Pratto et al. (1994) unifactorial, o la bifactorial propuesta por Jost y Thompson (2000).

Los resultados mostraron una buena fiabilidad del instrumento, superior a la obtenida por Pratto et al. (1994) en su diseño inicial. También obtuvo mejores índices en comparación a adaptaciones anteriores realizadas por Cárdenas et al. (2010) en el contexto chileno con población adulta — $\alpha=.86$ —, y, en el contexto español, por Silván-Ferrero y Bustillos (2007) con población adulta — $\alpha=.85$ — y Aranda et al. (2015) en población adolescente — $\alpha=.73$ —, por lo que se puede decir que la Escala de Orientación a la Dominancia Social en población chilena adolescente goza de una apropiada consistencia interna.

El AFE mostró la presencia de dos factores correlacionados que explican un 54.45% de la varianza total. El AFC, por su parte, demostró que la estructura unifactorial no se ajustaba bien a los datos, mientras confirmaba la existencia de dos factores subyacentes a la escala al ser esta aplicada a población adolescente, en la línea planteada por Jost y Thompson (2000), Cárdenas et al. (2010), Ho et al. (2012), Peña y Sidanius (2002), Kugler et al. (2010) y Silván-Ferrero y Bustillos (2007) cuando se aplicó a población adulta. De este modo, los procedimientos confirmatorios aplicados sobre la estructura bifactorial del cuestionario permitieron concluir que puede replicarse esta estructura.

Asimismo, los niveles de fiabilidad para la dimensión Oposición a la Igualdad fueron excelente y muy buena para la Orientación a la Dominancia Social, y quedó demostrada su validez convergente y discriminante. Cabe señalar que, si

bien es deseable que los valores de la AVE sean iguales o superiores a .50 (Sánchez-Miguel et al., 2019), la validez convergente de la dimensión Orientación a la Dominancia Grupal ($VME=.46$) aún se considera adecuada puesto que la fiabilidad compuesta fue superior a .80 (Garson, 2016). La baja correlación entre las escalas demostró una falta de superposición de definiciones de los factores y mantuvo la validez discriminante (Garson, 2016). El criterio de Fornell-Larcker y el análisis de la proporción Heterorasgo-Monorasgo (HTMT) utilizando los criterios de prueba según Dar & Mishra (2020) y Henseler et al. (2015), también mostraron que no había problemas de validez discriminante.

Este estudio presenta una serie de limitaciones. Entre ellas, cabe señalar que las evidencias de validez son parciales, debido a que sólo se brindó evidencia de la estructura interna, por lo que sería interesante para futuras investigaciones relacionar los resultados obtenidos con el instrumento aquí presentado en población adolescente, con otras variables testeadas en investigaciones previas, como el autoritarismo (Cárdenas et al., 2010, Silván-Ferrero & Bustillos, 2007). Además de lo anterior, se debe tener en cuenta que el uso de medidas de autoinforme puede conducir a presentar respuestas socialmente deseables.

En cuanto a las recomendaciones, es necesario que futuras investigaciones puedan incluir otros estratos económicos y sociales. Como se señaló, la muestra del estudio estuvo conformada íntegramente por estudiantes que asistían a liceos y colegios del sistema público chileno, en la Región Metropolitana de Santiago, lo cual refleja la posición social de los hogares a los que pertenecen los y las participantes. Atendiendo que se ha postulado que las personas pertenecientes a grupos más favorecidos, ya sea en cuanto a clase social, etnia, raza, etc., están más a favor de las desigualdades basadas en el grupo que aquellas pertenecientes a grupos más desfavorecidos (Guimond et al., 2003; Levin et al., 2002) sería necesario, entonces, que futuras investigaciones comprueben la importancia de las dimensiones de la Orientación Social Dominante, en el mantenimiento de las actitudes hacia distintos grupos, por parte de estudiantes pertenecientes a clases sociales distintas a las de la muestra de este estudio.

A pesar de las limitaciones señaladas, los resultados obtenidos en el proceso de adaptación y validación de la escala SDO indican que se trata de un instrumento fiable que posee una estructura factorial válida para medir la Orientación a la Dominancia Social en población adolescente chilena y facilita, de esta forma, la investigación empírica sobre la legitimación de las desigualdades sociales. La escala de SDO validada resulta de gran importancia atendiendo que es precisamente en la etapa de la adolescencia cuando se desarrollan las actitudes hacia los grupos, normas y relaciones sociales (Abrams & Rutland, 2008; Bratt et al., 2016; Hoppe-Graff & Kim, 2005; Poteat et al., 2007; Rutland et al., 2010). Teniendo en cuenta, además, los estudios que apoyan la posibilidad de que la SDO sea modificada a través del grupo de pares (Poteat et al., 2007), aumentando el contacto intergrupales positivo (Dhont et al., 2014), la posibilidad de contar con este cuestionario tiene implicancias positivas tanto en el ámbito de investigación educativa como en el de la generación de estrategias de intervención, puesto que posibilita la realización de estudios que evalúen las variables que pueden modificar la SDO en el ámbito educativo, así como evaluar las modificaciones que se generen ante intervenciones enfocadas a la disminución de la SDO. Las escuelas y liceos son un entorno privilegiado para estos procesos ya que estas instituciones brindan la oportunidad de experiencias de contacto intergrupales (Ülger et al., 2018), ejercen un papel esencial en la promoción de los principios de equidad, inclusión y pluralidad social y cultural en las y los adolescentes (Schachner et al., 2016) y permiten implementar intervenciones a largo plazo.

Agradecimientos

Esta investigación se ha realizado dentro del proyecto FONDECYT de Postdoctorado N° 3170528, Discriminación racial y prejuicio en las escuelas de la Región Metropolitana: influencia de la discriminación en el ajuste psicosocial de los/as alumnos/as y variables predictoras del prejuicio, subvencionado por la Comisión Nacional de Investigación Científica y Tecnológica (CONICYT). La investigación ha sido patrocinada por el Instituto Nacional de Derechos Humanos y por la Universidad Central de Chile.

Referencias

- Abrams, D., & Rutland, A. (2008). The development of subjective group dynamics. En S. R. Levy & M. Killen (Eds.), *Intergroup attitudes and relations in childhood through adulthood* (pp. 47-65). Oxford University Press.
- Albarello, F., Crocetti, E., & Rubini, M. (2019). Prejudice and inclusiveness in adolescence: The role of social dominance orientation and multiple categorization. *Child Development*. <https://doi.org/10.1111/cdev.13295>
- Aranda, M., Montes-Berges, B., & Castillo-Mayén, M. (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(2), 241-263. <https://doi.org/10.1080/21711976.2015.1016752>
- Auerswald, M., & Moshagen, M. (2019). How to determine the number of factors to retain in exploratory factor analysis: A comparison of extraction methods under realistic conditions. *Psychological Methods*, 24(4), 468. <https://doi.org/10.1037/met0000200>
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40, 8-34. <https://doi.org/10.1007/s11747-011-0278-x>
- Bassett, J. (2010). The effects of mortality salience and social dominance orientation on attitudes toward illegal immigrants. *Social Psychology*, 41(1), 52-55. <https://doi.org/10.1027/1864-9335/a000008>
- Benish-Weisman, M., Daniel, E., Schiefer, D., Möllering, A., & Knafo-Noam, A. (2015). Multiple social identifications and adolescents' self-esteem. *Journal of Adolescence*, 44, 21-31. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2015.06.008>
- Berke, D. S., & Zeichner, A. (2016). Testing a dual process model of gender-based violence: A laboratory examination. *Violence and Victims*, 31(2), 200-214. <https://doi.org/10.1891/0886-6708.VV-D-14-00060>

- Bratt, C., Sidanius, J., & Sheehy-Skeffington, J. (2016). Shaping the development of prejudice: Latent growth modeling of the influence of social dominance orientation on outgroup affect in youth. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 42(12), 1617-1634.
<https://doi.org/10.1177/0146167216666267>
- Byrne, B. (2016) Structural equation modeling with AMOS. Concepts, applications, and programming (3rd ed.). Routledge.
<https://doi.org/10.4324/9781315757421>
- 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(1), 161-168.
<https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy9-1.aveo>
- Çetiner, Ş. D., & Van Assche, J. (2021). Prejudice in Turkey and Belgium: The cross-cultural comparison of correlations of right-wing authoritarianism and social dominance orientation with sexism, homophobia, and racism. *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 21(1), 1167-1183.
<https://doi.org/10.1111/asap.12280>
- Crocetti, E. (2017). Identity formation in adolescence: The dynamic of forming and consolidating identity commitments, *Child Development Perspectives*, 11(2), 145-150.
<https://doi.org/10.1111/cdep.12226>
- Crocetti, E., Erentaitė, R., & Žukauskienė, R. (2014). Identity styles, positive youth development, and civic engagement in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 43(11), 1818-1828.
<https://doi.org/10.1007/s10964-014-0100-4>
- Crocetti, E., Fermani, A., Pojaghi, B., & Meeus, W. (2011). Identity formation in adolescents from Italian, mixed, and migrant families, *Child & Youth Care Forum*, 40(1), 7-23.
<https://doi.org/10.1007/s10566-010-9112-8>
- Crocetti, E., Rubini, M., Branje, S., Koot, H. M., & Meeus, W. (2016). Selfconcept clarity in adolescents and parents: A six-wave longitudinal and multiinformant study on development and intergenerational transmission. *Journal of Personality*, 84(5), 580-593. <https://doi.org/10.1111/jopy.12181>
- Dakduk, S., González, Á., & Portalanza, A. (2019). *Learn about structural equation modeling in smartPLS with data from the customer behavior in electronic commerce study in Ecuador (2017)*. SAGE Publications, Limited.
- Dar, I. A., & Mishra, M. (2020). Dimensional impact of social capital on financial performance of SMEs. *The Journal of Entrepreneurship*, 29(1), 38-52.
<https://doi.org/10.1177/0971355719893499>
- De Leeuw, E., Borgers, N., & Smits, A. (2004). Pretesting questionnaires for children and adolescents. En: S. Presser, J. M. Rothgeb, M. P. Couper, J. T. Lessler, E. Martin, J. Martin, E. Singer (Eds.), *Methods for testing and evaluating survey questionnaires*. John Wiley & Sons;. pp. 409-429.
<https://doi.org/10.1002/0471654728.ch20>
- Dhont, K., Van Hiel, A., & Hewstone, M. (2014). Changing the ideological roots of prejudice: Longitudinal effects of ethnic intergroup contact on social dominance orientation, *Group Processes & Intergroup Relations*, 17(1), 27-44.
<https://doi.org/10.1177/1368430213497064>
- Domínguez-Lara, S. (2018). Fiabilidad y alfa ordinal. *Actas Urológicas Españolas*, 42(2), 140-141.
<https://doi.org/10.1016/j.acuro.2017.07.002>
- Duriez, B. (2011). Adolescent ethnic prejudice: Understanding the effects of parental extrinsic versus intrinsic goal promotion. *The Journal of Social Psychology*, 151(4), 441-454.
<https://doi.org/10.1080/00224545.2010.490571>
- Duriez, B., Vansteenkiste, M., Soenens, B., & De Witte, H. (2007). The social costs of extrinsic relative to intrinsic goal pursuits: Their relation with social dominance and racial and ethnic prejudice. *Journal of Personality*, 75(4), 757-782.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2007.00456.x>
- Etchezahar, E., Ungaretti, J., & Marchiano, F. (2022). "Economic support? They don't really need it". Prejudice towards Latin American immigrants in Argentina. *International Journal of Intercultural Relations*, 87, 37-41.
<https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2022.01.007>

- Etchezahar, E., Prado-Gascó, V., Jaume, L., & Brussino, S. (2014). Validación argentina de la Escala de Orientación a la Dominancia Social. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46(1), 35-43.
[https://doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70004-4](https://doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70004-4)
- Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
<https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2019). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 17(1), 3.
<https://doi.org/10.7275/n560-j767>
- Garson G. D. (2016). *Validity and reliability*. Asheboro, Statistical Associates Publishers.
- Goodboy, A. K., Martin, M. M., & Rittenour, C. E. (2016). Bullying as a display of social dominance orientation. *Communication Research Reports*, 33(2), 159-165. Does social dominance generate prejudice?
<https://doi.org/10.1080/08824096.2016.1154838>
- Guimond, S., Dambrun, M., Michinov, N., & Duarte, S. (2003). Integrating individual and contextual determinants of intergroup cognitions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(4), 697-721.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.697>
- Guimond, S., De Oliveira, P., Kamiesjki, R., & Sidanius, J. (2010). The trouble with assimilation: Social dominance and the emergence of hostility against immigrants. *International Journal of Intercultural Relations*, 34(6), 642-650.
<https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2010.01.002>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate Data Analysis* (7ta ed.). Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2022). *A Primer on Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM)*, 3rd Ed., Sage.
- Hausken-Sutter, S. E., Schubring, A., Grau, S., Af Gennäs, K. B., & Barker-Ruchti, N. (2021). Methodological implications of adapting and applying a web-based questionnaire on health problems to adolescent football players. *BMC Medical Research Methodology*, 21, 1-11.
<http://doi.org/10.1186/s12874-021-01406-7>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135.
<https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Ho, A., 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(5), 583-606.
<https://doi.org/10.1177/0146167211432765>
- Hooghe, M., & Meeusen, C. (2012). Homophobia and the transition to adulthood: A three year panel study among Belgian late adolescents and young adults, 2008-2011. *Journal of Youth and Adolescence*, 41(9), 1197-1207.
<https://doi.org/10.1007/s10964-012-9786-3>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
<https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
- Hoppe-Graff, S., & Kim, H-O. (2005). Understanding rights and duties in different cultures and contexts: Observations from German and Korean adolescents. En N. J. Finkel & F. M. Moghaddam (Eds.), *The law and public policy. The psychology of rights and duties: Empirical contributions and normative commentaries* (pp. 49-73). Washington, DC, US: American Psychological Association.
<https://doi.org/10.1037/10872-003>
- Jaccard, J. (2018). Structural equation modeling made accessible: Estimation algorithms. *Applied Scientific Analysis*.
- Jost, J., Banaji, M., & Nosek, B. (2004). A decade of system justification theory: Accumulated evidence of conscious and unconscious

- bolstering of the status quo. *Political Psychology*, 25(6), 881-919.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2004.00402.x>
- Jost, J., & Burgess, D. (2000). Attitudinal ambivalence and the conflict between group and system justification motives in low status groups. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26(3), 293-305.
<https://doi.org/10.1177/0146167200265003>
- Jost, J., Fitzsimons, G., & Kay, A. (2004). The ideological animal: A system justification view. En J. Greenberg, S. L. Koole & T. Pyszczynski (Eds.), *Handbook of experimental existential psychology* (pp. 263-283). Guilford.
- Jost, J., & 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(3), 209-232.
<https://doi.org/10.1006/jesp.1999.1403>
- Kline, P. (2000). *Handbook of psychological testing*. Routledge.
- Kline, R. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th edition), Guilford publications.
- Kteily, N., Ho, A. K., & Sidanius, J. (2012). Hierarchy in the mind: The predictive power of social dominance orientation across social contexts and domains. *Journal of Experimental Social Psychology*, 48(2), 543-549.
<https://doi.org/10.1016/j.jesp.2011.11.007>
- Kteily, N., Sidanius, J., & Levin, S. (2011). Social dominance orientation: Cause or 'mere effect'? Evidence for SDO as a causal predictor of prejudice and discrimination against ethnic and racial outgroups. *Journal of Experimental Social Psychology*, 47(1), 208-214.
<https://doi.org/10.1016/j.jesp.2010.09.009>
- Kugler, M., Cooper, J., & Nosek, B. (2010). Group-based dominance and opposition to equality correspond to different psychological motives. *Social Justice Research*, 23(2-3), 117-155.
<https://doi.org/10.1007/s11211-010-0112-5>
- Kunst, J. R., Fischer, R., Sidanius, J., & Thomsen, L. (2017). Preferences for group dominance track and mediate the effects of macro-level social inequality and violence across societies. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 114(21), 5407-5412.
<https://doi.org/10.1073/pnas.1616572114>
- Levin, S., Federico, C., Sidanius, J., & Rabinowitz, J. (2002). Social dominance orientation and intergroup bias: The legitimation of favoritism for high-status groups. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28(2), 144-157.
<https://doi.org/10.1177/0146167202282002>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. 10.
<https://doi.org/3758/s13428-015-0619-7>
- Liu, J. H., Zeineddine, F. B., Choi, S. Y., Zhang, R. J., Vilar, R., & Páez, D. (2021). Living historical memory: Associations with national identity, social dominance orientation, and system justification in 40 countries. *Journal of Applied Research in Memory and Cognition*, 10(1), 104-116.
<https://doi.org/10.1016/j.jarmac.2020.09.007>
- 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/Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169.
<https://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- López-Núñez, M. I., de Jesús, S. N., Viseu, J., & Santana-Cárdenas, S. (2018). Capital psicológico de los trabajadores en España. Análisis factorial confirmatorio del PCQ-12. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 3(48), 67-79.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP48.3.06>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior research methods*, 38(1), 88-91.
<https://doi.org/10.3758/BF03192753>

- Lorenzo-Seva, U., Timmerman, M. E., & Kiers, H. A. (2011). The Hull method for selecting the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, *46*(2), 340-364.
<https://doi.org/10.1080/00273171.2011.564527>
- Mayeux, L. (2014). Understanding popularity and relational aggression in adolescence: The role of social dominance orientation, *Social Development*, *23*(3), 502-517.
<https://doi.org/10.1111/sode.12054>
- Mata, J., Ghavami, N., & Wittig, M. (2010). Understanding gender differences in early adolescents' sexual prejudice, *The Journal of Early Adolescence*, *30*(1), 50-75.
<https://doi.org/10.1177/0272431609350925>
- Metin-Orta, I. (2021). The relationship between social dominance orientation, gender role orientation and attitudes toward gay men and lesbians in a Turkish sample. *Current Psychology*, *40*(7), 3425-3439.
<https://doi.org/10.1007/s12144-019-00293-y>
- Nicol, A. M., & Rounding, K. (2013). Alienation and empathy as mediators of the relation between social dominance orientation, right-wing authoritarianism and expressions of racism and sexism. *Personality and Individual Differences*, *55*(3), 294-299.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2013.03.009>
- Oliden, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, *20*(4), 896-901.
- Overbeck, J., Jost, J., Mosso, C., & Flizik, A. (2004). Resistant versus acquiescent responses to ingroup inferiority as a function of social dominance orientation in the USA and Italy. *Group Processes & Intergroup Relations*, *7*(1), 35-54.
<https://doi.org/10.1177%2F1368430204039972>
- Peña, Y., & Sidanius, J. (2002). US patriotism and ideologies of group dominance: A tale of asymmetry. *The Journal of Social Psychology*, *142*(6), 782-790.
<https://doi.org/10.1080/00224540209603936>
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, *2*(1), 58-66.
<https://doi.org/10.32348/1852.4206.v2.n1.15924>
- Pfeifer, J., Brown, C., & Juvonen, J. (2007). Teaching tolerance in schools: Lessons learned since Brown v. Board of Education about the Development and Reduction of Children's Prejudice. *Social Policy Reports*, *21*(2), 3-17.
<https://doi.org/10.1002/j.2379-3988.2007.tb00051.x>
- Poteat, V. P., & Anderson, C. (2012). Developmental changes in sexual prejudice from early to late adolescence: The effects of gender, race, and ideology on different patterns of change. *Developmental Psychology*, *48*(5), 1403.
<https://doi.org/10.1037/a0026906>
- Poteat, V. P., Espelage, D. L., & Green Jr, H. D. (2007). The socialization of dominance: Peer group contextual effects on homophobic and dominance attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, *92*(6), 1040-1050.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.6.1040>
- Pratto, F., Çıdam, A., Stewart, A. L., Bou Zeineddine, F., Aranda, M., Aiello, A., Chrysoschoou, X., Cichocka, A., Cohrs, J. C., Durrheim, K., Eicher, V., Foels, R., Górska, P., Lee, I. -C., Licata, L., Liu, J. H., Li, L., Meyer, I., Morselli, D. ... Henkel, K. E. (2013). Social dominance in context and in individuals: Contextual moderation of robust effects of social dominance orientation in 15 languages and 20 countries. *Social Psychological and Personality Science*, *4*(5), 587-599.
<https://doi.org/10.1177/1948550612473663>
- 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*(1), 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*(4), 741-763.
<http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.67.4.741>
- Radke, H.; Hornsey, M., Sibley, C., & Barlow, F. (2018). Negotiating the hierarchy: Social

- dominance orientation among women is associated with the endorsement of benevolent sexism. *Australian Journal of Psychology*, 70(2), 158-166.
<https://doi.org/10.1111/ajpy.12176>
- Ringle, C. M., Wende, S., & Becker, J.-M. (2024). SmartPLS 4. Monheim am Rhein: SmartPLS. Retrieved from <https://www.smartpls.com>
- Roets, A., Van Hiel, A., & Dhont, K. (2012). Is sexism a gender issue? A motivated social cognition perspective on men's and women's sexist attitudes toward own and other gender. *European Journal of Personality*, 26(3), 350-359. <https://doi.org/10.1002/per.843>
- Rollero, C., Bergagna, E., & Tartaglia, S. (2021). What is violence? The role of sexism and social dominance orientation in recognizing violence against women. *Journal of Interpersonal Violence*, 36(21-22).
<https://doi.org/10.1177/0886260519888525>
- Rutland, K., & Abrams, D. (2010). A new social-cognitive developmental perspective on prejudice: The interplay between morality and group identity. *Perspectives on Psychological Science*, 5(3), 279-291.
<https://doi.org/10.1177/1745691610369468>
- Sánchez-Miguel, P. A., Amado, D., Mendo-Lázaro, S., León-Del Barco, B., & Leo, F. M. (2019). Adaptación y validación al español de la Escala de Compromiso Profesional y Aspiraciones de Desarrollo Profesional. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 3(52), 181-191.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.14>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514.
<https://doi.org/10.1007/BF02296192>
- Schachner, M., Noack, P., Van de Vijver, F., & Eckstein, K. (2016). Cultural diversity climate and psychological adjustment at School - Equality and inclusion versus cultural pluralism. *Child Development*, 87(4), 1175-1191.
<https://doi.org/10.1111/cdev.12536>
- Shafiq, M. N., & Myers, J. (2014). Educational vouchers and social cohesion: A statistical analysis of student civic attitudes in Sweden, 1999–2009. *American Journal of Education*, 121(1), 111–136.
<https://doi.org/10.1086/678115>
- Schumacker, R., & Lomax, R. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling* (3rd ed.). Taylor & Francis Group.
- Sibley, C., & Duckitt, J. (2010). The ideological legitimization of the status quo: Longitudinal tests of a social dominance model. *Political Psychology*, 31(1), 109-137.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2009.00747.x>
- Sidanius, J., Kteily, N., Sheehy-Skeffington, J., Ho, A. K., Sibley, C., & Duriez, B. (2013). You're inferior and not worth our concern: The interface between empathy and social dominance orientation. *Journal of Personality*, 81(3), 313-323.
<https://doi.org/10.1111/jopy.12008>
- Sidanius, J., Sheehy-Skeffington, J., Cotterill, S., Kteily, N., & Carvacho, H. (2016). Social dominance theory: Explorations in the psychology of oppression. En C. Sibley C. & F. Barlow (Eds.), *Cambridge Handbook of the Psychology of Prejudice* (pp. 149-187). Cambridge University Press.
- 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(1), 3-15.
<https://doi.org/10.1174/021347407779697485>
- Ülger, Z., Dette-Hagenmeyer, D., Reichle, B., & Gaertner, S. (2018). Improving outgroup attitudes in schools: A meta-analytic review. *Journal of School Psychology*, 67, 88-103.
<https://doi.org/10.1016/j.jsp.2017.10.002>
- Vargas-Salfate, S., Páez, D., Liu, J. H., Pratto, F., & Gil de Zúñiga, H. (2018). A comparison of Social Dominance Theory and System Justification: The role of social status in 19 nations. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 44(7), 1060-1076.
<https://doi.org/10.1177/0146167218757455>
- Vera-Bachmann, D., Gálvez-Nieto, J. L., Trizano-Hermosilla, Í., & Álvarez-Espinoza, A. (2020). Estudio psicométrico del Inventario para la Planificación de Servicios y la Programación Individual (ICAP), en

población de estudiantes chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 1(54),
<https://doi.org/119-129>.
10.21865/RIDEP54.1.10

Yang, Y., Li, W., Sheldon, Kennon M., & Kou, Y. (2018). Chinese adolescents with higher social dominance orientation are less prosocial and less happy: A value-environment fit analysis. *International Journal of Psychology*, 54(3), 325-332.
<https://doi.org/10.1002/ijop.12474>