Vol 11, No 2 (2013)

Pensamiento Psicológico

Tabla de contenidos

Artículos de investigación original

Consecuencias psicológicas del éxito en una muestra de futbolistas juveniles de la ciudad de Lima
Eduardo Daniel Cáceres Morales, Jan Marc Rottenbacher de Rojas

Valoración psicométrica de la Psychological Entitlement Scale desde la Teoría clásica de los tests y la Teoría de respuesta al ítem
Débora Jeannete Mola, Bianca Analía Saavedra, Cecilia Reyna, Anabel Belaus

Representación de problemas matemáticos asociados al uso del algoritmo de signación en población sorda
Nohemy M. Bedoya Ríos, Diego Fernando Guerrero López, Edgar Andres Gallo

Aprendizaje autorregulado, metas académicas y rendimiento en evaluaciones de estudiantes universitarios
Marcela Valencia Serrano, Jonathan Duarte Soto, Adriana María Caicedo Tamayo

Diseño de un escenario educativo para museos con el uso de TRIZ y ACT
Solanlly Ochoa Angrino, Jaime A. Aguilar Zambrano, Andrés A. Navarro Newball, Andrés Jaramillo Ramírez, Leonardo Henao Romero

Relación entre esquemas inadaptativos, distorsiones cognitivas y síntomas de ludopatía en jugadores de casinos
Marly Johana Bahamón Muñetón

Evaluación neuropsicológica de la cognición social en la esquizofrenia
Karol Gutiérrez Ruiz

Revisiones de Tema

Aprender historia y construir identidad en la escuela
Claudia Patricia Navarro Roldán

Azar, libertad y responsabilidad: aportes para una práctica psicológica
Horacio Manrique Tisnés, Lina Marcela Gil Congote

Una aproximación al desarrollo psicosexual desde la perspectiva de la metapsicología freudiana
Sergio Guillermo Castellanos Urrego

Violencia sexual y empatía: la danza en contextos terapéuticos
Martha Isabel Córdoba Arévalo, Álvaro Roberto Vallejo Samudio

Pensamiento Psicológico / Pontificia Universidad Javeriana Cali / Facultad de Humanidades y Ciencias Sociales / ISSN 1657-8961 - CALLE 18 No. 118-250 Vía Pance Pontificia Universidad Javeriana Cali. Cali-Colombia / Tel: +572- 3218200 EXT. 695 / psicorevista@javerianacali.edu.co

ARTÍCULO ORIGINAL DE INVESTIGACIÓN *Pensamiento Psicológico, Vol. 11, No. 2, 2013, pp. 19 -38*

Valoración psicométrica de la Psychological Entitlement Scale desde la Teoría Clásica de los Tests y la Teoría de Respuesta al Ítem[1]

Débora Jeannete Mola*[2], Bianca Analía Saavedra*[3],
Cecilia Reyna*[4], Anabel Belaus*[5]
Universidad Nacional de Córdoba, Ciudad de Córdoba (Argentina)

Recibido: 27/03/2013 Aceptado: 22/08/2013

Resumen

Objetivo. Esta investigación se propuso examinar las propiedades psicométricas de la escala Psychological Entitlement Scale (PES) en el contexto local desde la Teoría clásica de los tests (TCT) y la Teoría de respuesta al ítem (TRI). **Método.** Participaron 402 estudiantes universitarios con una media de edad de 22.77 años (*DS* = 4.85), de ambos géneros (61.9% mujeres) y de distintas carreras universitarias y 324 personas de 18 a 65 años de edad (*M* = 32.77, *DS* = 10.71), de ambos géneros (56.2% mujeres) y de diferentes niveles socioeconómicos, residentes en la ciudad de Córdoba, seleccionados de manera accidental. Todos ellos fueron evaluados con la PES y la Escala de dominancia triple. **Resultados.** Desde la TCT, análisis factoriales exploratorios y confirmatorios evidenciaron que ocho de los nueve ítems que comprendía la escala original mostraron una estructura unifactorial, con adecuadas cargas factoriales y/o pesos de regresión. Además, se observaron valores aceptables de consistencia interna. Las personas clasificadas como prosociales presentaron valores significativamente menores en la PES que las personas individualistas y competitivas (η_p^2 = 0.04). Desde la TRI, si bien se obtuvo un buen ajuste global al modelo de escalas de clasificación de un parámetro, el análisis de ítems evidenció índices inaceptables para un ítem y categorías poco informativas. **Conclusión.** Aunque se obtuvo evidencia sobre adecuadas propiedades psicométricas desde la TCT, análisis desde la TRI sugieren realizar ajustes al instrumento, en particular, reagrupar categorías de respuesta que resultaron poco informativas.

Palabras clave. Psychological Entitlement Scale, adultos, propiedades psicométricas, Teoría clásica de los tests, Teoría de respuesta al ítem.

---

1 Este estudio se deriva del proyecto de investigación "Toma de decisiones económicas y procesos emocionales: análisis instrumental y experimentos en situaciones de consumo individual e interpersonal", dirigido por Reyna, con aval de la Secretaría de Ciencia y Tecnología de la Universidad Nacional de Córdoba (Argentina).

2 Estudiante de Licenciatura en Psicología. Laboratorio de Psicología Cognitiva.

3 Estudiante de Licenciatura en Psicología. Laboratorio de Psicología Cognitiva.

4 Doctora en Psicología. Laboratorio de Psicología Cognitiva, Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba. Becaria posdoctoral de la Secretaría de Ciencia y Tecnología de la Universidad Nacional de Córdoba. Ciudad Universitaria – CP: 5000, Córdoba – Argentina. Correspondencia: ceciliareyna@gmail.com / creyna@psyche.unc.edu.ar

5 Licenciada en Psicología. Laboratorio de Psicología Cognitiva.

*Las autoras han contribuido de manera equitativa en la investigación y escritura del manuscrito. Por esta razón, se consideran co-primeras autoras.

Psychometric Evaluation of the Psychological Entitlement Scale Using Classical Test Theory and Item Response Theory

Abstract

Objective. The aim of this research was to examine the psychometric properties of the Psychological Entitlement Scale (PES) in the local context using Classical Test Theory (CTT) and Item Response Theory (IRT). **Method.** Participants were 402 university students with a mean age of 22.77 years (*SD* = 4.85), both genders (61.9% female), and from different university careers, and 324 residents of the city of Córdoba, aged 18 to 65 years (*M* = 32.77, *SD* = 10.71), both genders (56.2% women), with different socio-economic backgrounds. All participants were selected at random, and evaluated with PES and Triple Dominance Scale measures. **Results.** From the TCT, exploratory and confirmatory factor analyses indicated that eight of the nine items comprising the original scale showed an unifactorial structure with adequate factor loadings and/or regression weights. Also, acceptable values of internal consistency were observed. Individuals classified as pro-social presented significantly lower values in the PES than individualistic and competitive people (small effect size). From the IRT, the rating scale model showed a good global fit to the scale model, although the item analysis indicated unacceptable indices for one item, and some categories which were not very informative. **Conclusion.** Although TCT results demonstrated good psychometric properties, analysis from the IRT suggested adjustments to the instrument, in particular, the regrouping of response categories which were not very informative alone.

Key words. Psychological Entitlement Scale, adults, psychometric properties, Classical test theory, Item response theory.

Valoração psicométrica da Psychological Entitlement Scale desde a Teoria clássica dos testes e a Teoria da resposta ao item

Resumo

Escopo. Esta pesquisa propõe examinar as propriedades psicométricas desde a escada Psychological Entitlement Scale (PES) no contexto local desde a Teoria clássica dos testes (TCT) e a Teoria de resposta ao item (TRI). **Metodologia**. Participaram 402 estudantes universitários com uma media de idade de 22.77 anos (*DS* = 4.85), de ambos gêneros (61.9% mulheres) e de diferentes carreiras universitárias e 324 pessoas de 18 a 65 anos de idade (*M* = 32.77, *DS* = 10.71), de ambos géneros (61.9% mulheres) e de diferentes níveis sócio-económicos, residentes na cidade de Córdoba, selecionados de maneira acidental. Todos eles foram avaliados com a PES e a Escada de dominancia tripla. **Resultados**. Desde a TCT, análises fatoriais exploratórios e confirmatórios evidenciaram que oito dos nove itens que compreendia a escada original mostraram uma estrutura unifatorial, com adequadas cargas fatoriais e/ou peso de regressão. Além, foram observados valores aceitáveis, de consistência interna. As pessoas classificadas como prosociais presentaram valores significativamente menores na PES que as pessoas individualistas e competitivas (η_p^2 = 0.04). Desde a TRI, embora foi obtido um bom ajuste global ao modelo de escadas de classificação de um parâmetro o análises de itens evidenciou índices inaceitáveis para um item e categorias pouco informativas. **Conclusão**. Embora foi obtida evidencia sobre adequadas propriedades psicométricas desde a TCT, análises desde a TRI sugerem fazer ajustes ao instrumento, em particular, reagrupar categorias de resposta que resultaram pouco informativas.

Palavras chave. Psychological Entitlement Scale, adultos, propriedades psicométricas, teoria clássica dos testes, Teoria da resposta ao items.

Introducción

En la última década, se ha observado una importancia creciente del concepto de *Psychological Entitlement* (derecho psicológico) en la literatura científica. Campbell, Bonnacci, Shelton, Exline y Bushman (2004) destacan la proliferación de artículos en los medios gráficos de comunicación sobre el *sense of entitlement* (sentimiento o sentido de derecho), resultando el *Psychological Entitlement* (PE, en adelante) un constructo de interés para abordarse desde el campo de la investigación psicológica. El PE no solo se ha abordado desde la psicología de la personalidad, sino también desde algunas vertientes de la psicología social que se interesan en su relación con variables interpersonales. Por ejemplo, se encuentran estudios que han indagado la relación entre el PE y los conflictos interpersonales en distintos contextos, tales como el académico y el laboral (Moeller, Crocker y Bushman, 2011) o estudios que han descartado su participación en la percepción de poder y prestigio económico (Thompson y Subich, 2006). Asimismo, la PE se ha relacionado positivamente con conductas agresivas ante la evaluación negativa y con estilos desdeñosos de apego, y se ha encontrado una relación negativa con la estabilidad emocional, la lealtad y la empatía (Campbell et al., 2004), resaltando la importancia de este constructo en el autoconcepto y el funcionamiento interpersonal.

El *entitlement* comienza a ser estudiado empíricamente como un componente ligado al narcisismo, definido por Raskin y Terry (1988) como "la expectativa de privilegios sobre los demás y de excepciones especiales de las demandas sociales normales" (p. 890). La medición de este constructo está contemplada en una subescala del Narcisistic Personality Inventory (NPI, Inventario de Personalidad Narcisista), que fue desarrollado por los autores mencionados. No obstante, Campbell et al. (2004) señalan que el PE es un constructo con importancia propia dado su rol en la psicopatología, porque sería responsable de los aspectos más problemáticos y maladaptativos del narcisismo, así como su potencial impacto en la distribución de los recursos sociales. Los autores lo conceptualizan como "un sentido estable y penetrante de que uno merece más y tiene más derecho que los otros" (p.31). También, han destacado que este sentido de derecho se refleja en conductas actuales o deseadas y que implica un estado intrapsíquico global, es decir, que no se refiere necesariamente a un derecho que surge de una situación específica. Además, este concepto incluye tanto la experiencia de ser merecedor como la de tener derecho, teniendo en cuenta ambas concepciones en la medición. Como se indicó antes, una traducción literal al castellano de PE haría referencia a "derecho psicológico", no obstante, dado lo confuso de dicho término, se opta por nominar el constructo en inglés, teniendo presente su definición. Vale señalar que el *entitlement* ha sido diferenciado del *deservingness* o merecimiento (Feather, 2003). El primero hace referencia a un marco externo de derechos, reglas y normas sociales, mientras que el segundo se relaciona con la estructura evaluativa de las acciones y sus resultados.

Aunque el PE ha sido relacionado mayormente con características desadaptativas de la personalidad como codicia, agresión, hostilidad, conflicto interpersonal y desconfianza (Greenberg, Lessard, Chen, y Farrugia, 2008), investigaciones recientes han señalado la posibilidad de que no sea un constructo unifactorial, como observan Campbell et al. (2004), sino que además de ser un componente maladaptativo presente se considera un componente potencialmente adaptativo. Lessard, Greenberg, Chen y Farrugia (2011) nombran a los mismos como componente *exploitive* (muestra asociaciones positivas entre las medidas de *entitlement* y los rasgos socialmente destructivos) y componente *non-exploitive* (caracterizado por la creencia de que uno merece resultados positivos en la vida, pero no involucra una voluntad de aprovecharse de los demás para alcanzarlos).

Además, el PE se ha relacionado con la orientación de valores sociales. Van Dijk y De Cremer (2006) consideraron al PE como un mediador crucial en el estudio de asignación de recursos a través del cual es posible apreciar la orientación valorativa. En una muestra de estudiantes universitarios, los autores observaron que los participantes con puntajes altos en la categoría individualista, al mismo tiempo que se encontraban en una posición de liderazgo, se concedían más recursos a sí mismos y, a la vez, presentaban puntajes mayores de PE con respecto a los participantes de la categoría prosocial en la misma posición de liderazgo. Los autores destacaron que esta posición de poder incluye ciertas responsabilidades y acuerdos sociales para los cuales los individuos prosociales (quienes enfatizan en la promoción de los intereses colectivos) mostraban menos comportamientos egoístas que los sujetos individualistas, quienes

se sentían merecedores de más recursos que el resto, a pesar del compromiso social que implica el liderazgo.

En cuanto a los instrumentos para evaluar el PE, predominan las medidas de autoreporte. Uno de los primeros instrumentos que se puede identificar es la subescala de *entitlement* del NPI de Raskin y Terry (1988), la cual comprende seis preguntas que implican seleccionar una de dos opciones, como por ejemplo: "Si yo gobernara el mundo sería un lugar mucho mejor" vs. "La idea de gobernar el mundo me asusta mucho". Según Campbell et al. (2004), no existen intentos de validar esta subescala como una medida independiente, presentando, además, ciertas limitaciones para evaluar el PE. Entre tales limitaciones se destaca el formato de respuesta que implican las preguntas, lo cual limita la variabilidad en el rango posible de las puntuaciones y también el estilo de redacción de los ítems, que puede causar que las personas rechacen una opción por ser socialmente indeseable y no por falta de sentimientos de *entitlement*. Otra de las limitaciones se refiere a los bajos coeficientes de consistencia interna que se han observado en distintos estudios (p. e. alfa de Cronbach = 0.49 en el estudio 1 de Campbell et. al, 2004).

Entre los instrumentos recientes, se destacan las escalas que responden a la propuesta teórica de entitlement, propuestas por Lessard (citado en Lessard et al., 2011), concretamente, la escala de Exploitive Entitlement que tiene siete ítems (p. e., "Si estoy apurado, la gente debería dejarme avanzar en la fila"), y la escala de Non-Exploitive Entitlement que consta de cinco ítems (p. e. "Merezco las mejores cosas en la vida"). Ésta última correlaciona positivamente con la autoestima y negativamente con la amabilidad, entre tanto, la escala de Exploitive Entitlement correlaciona negativamente tanto con autoestima como con amabilidad (Greenberg et al., 2008).

Por otra parte, Campbell et al. (2004), atendiendo a ciertas limitaciones de la subescala de *entitlement* del NPI, propusieron la escala de Psychological Entitlement (PES), una medida de autoreporte que comprende nueve ítems con un formato de respuesta tipo Likert de 7 puntos, con un rango de puntuación de 1 (*totalmente en desacuerdo*) hasta 7 (*totalmente de acuerdo*). La PES permite una medición más generalizada del PE y su brevedad facilita la aplicación y la respuesta por parte de los participantes. Además, cuenta con un extenso análisis de sus propiedades psicométricas en el contexto donde fue creada y se la presenta como una medida estable, confiable y válida para entender las consecuencias del PE en una amplia variedad de situaciones sociales. Así, este trabajo se propone estudiar las propiedades psicométricas de la escala en el contexto local.

A continuación, se recuperan las características de la PES propuesta por Campbell et al. (2004). En un primer estudio, los autores recurrieron a una muestra de 262 estudiantes de la Universidad de Georgia (Estados Unidos), conformada por 222 mujeres y 40 hombres. Partieron de un conjunto de 57 ítems y luego de un análisis de componentes principales, la cantidad de ítems se redujo a nueve, identificándose una estructura de un componente, tanto a partir del gráfico de sedimentación como de la regla de Kaiser de autovalores mayores a 1. El autovalor para el componente 1 fue de 4.1, explicando el 46% de la varianza total. En cuanto a la consistencia interna, el coeficiente alfa de Cronbach fue de 0.85, lo cual es considerado un valor aceptable. Con esta muestra, los autores también examinaron la invarianza estructural según el género, obteniendo una solución de un componente tanto para varones como para mujeres. Adicionalmente, con el objetivo de examinar la validez convergente, se correlacionó la puntuación en la escala con medidas conceptualmente relacionadas. Se encontraron correlaciones positivas y altas con narcisismo, especialmente, con la subescala Entitlement del NPI y también con autoestima, aunque en este caso la correlación fue de menor magnitud. Además, la correlación de la PES con la escala Me Versus Other demostró ser significativa aún controlando el rol de la subescala del NPI, lo que sugirió que la PES y la subescala Entitlement del NPI no miden exactamente lo mismo.

En un segundo estudio, Campbell et al. (2004) recurrieron a una muestra de 918 estudiantes de la Iowa State University (417 hombres, 501 mujeres) para confirmar la estructura unidimensional de la PES. El análisis se realizó utilizando la estimación de mínimos cuadrados ponderados (WLS). Si bien el ajuste de los datos al modelo teórico indicaron un mal ajuste ($\chi^2(27, N = 918) = 227.26$, $p < 0.001$), según índices adicionales el ajuste fue bueno (GFI = 0.98; CFI = 0.98; SRMR = 0.13). En cuanto a la consistencia interna, el coeficiente alfa de Cronbach fue 0.87. Además, se observó una correlación baja ($r = 0.33$, $p < 0.001$) a moderada ($r = 0.64$, $p = 0.001$) entre la subescala Entitlement del NPI y la PES,

según se tratara de las puntuaciones totales brutas o los constructos latentes, respectivamente, lo cual aportó nueva evidencia de validez discriminante entre dichas escalas. Además, en este estudio se evidenció que la puntuación en la PES no estaba relacionada con la deseabilidad social, apreciándose correlaciones no significativas (r = -0.06).

En un tercer estudio, Campbell et al. (2004) evaluaron la estabilidad de la escala mediante el método test-retest. Para ello, utilizaron dos muestras independientes de estudiantes universitarios de la Iowa State University. La primera muestra estuvo conformada por 97 estudiantes (50 hombres, 47 mujeres), evaluados con un intervalo temporal de un mes. La segunda comprendió 458 estudiantes (201 hombres, 257 mujeres), evaluados en un intervalo de dos meses. Para la muestra 1, la correlación test-retest para la PES fue de $r = 0.72$, $p < 0.001$; mientras que para la muestra 2 la correlación test-retest fue de $r = 0.70$, $p < 0.001$. Los resultados indicaron que la PES es una medida estable en el tiempo. Además, la consistencia interna fue confirmada obteniendo coeficientes alfa de Cronbach mayores a 0.80 en las dos muestras.

Por otro lado, los investigadores realizaron un nuevo estudio para obtener mayor evidencia de validez discriminante (Campbell et al., 2004). Para ello, administraron la PES, la subescala Entitlement del NPI y medidas de los cinco grandes factores de la personalidad a una muestra de 500 estudiantes de la Iowa State University (197 hombres y 303 mujeres). Los resultados evidenciaron que la puntuación en la PES no presentaba total solapamiento con ninguno de los cinco grandes factores (correlaciones menores a 0.20), aunque sí se asoció significativamente con las facetas amabilidad (r = -0.19) y estabilidad emocional (r = -0.16); mientras que la subescala Entitlement del NPI estuvo asociada con extroversión (r = 0.20) y amabilidad (r = -0.18). Estos resultados aportan nueva evidencia sobre la validez discriminante de la PES y la subescala de Entitlement del NPI.

Además de validar la PES con otras medidas de autoreporte, Campbell et al. (2004) se propusieron validarla empleando medidas conductuales o de conductas autoreportadas ante situaciones hipotéticas. Así, en un estudio desarrollado con 75 estudiantes de la Universidad de Georgia (12 hombres y 63 mujeres) observaron que los estudiantes con puntuaciones más altas en la PES tomaban más caramelos que eran destinados para un laboratorio de desarrollo de niños (r = 0.24, $p < 0.05$.), esto es, quienes consideraban que merecerían y tenían más derecho (alta puntuación en PES) recogieron más caramelos. En otro estudio, los autores utilizaron una situación hipotética con 75 estudiantes (12 hombres y 65 mujeres) de la misma universidad. Los participantes tenían que imaginar que eran trabajadores de una empresa, la cual se encontraba bajo una situación de reducción de costos, luego debían responder cuánto salario consideraban que merecían en comparación con sus compañeros. Los resultados indicaron que las personas con mayores puntuaciones en la PES informaron que merecían más sueldo que sus compañeros (r = 0.30, $p < 0.05$), aportando evidencia de validez adicional.

Además, los autores propusieron examinar la validez de la PES mediante un clásico de la psicología social, los dilemas comunes. En esta situación hipotética, los participantes se enfrentaban a un dilema, por un lado, podían elegir recolectar tantos recursos renovables como les fuera posible, maximizando sus ganancias a corto plazo (respuesta competitiva) o, por otro lado, podían decidir abstenerse de recolectar los recursos, propiciando la renovación del mismo, pero arriesgándose a que otras compañías capturaran dichos recursos (respuesta cooperativa). Así, Campbell et al. (2004) encontraron que los participantes con puntuaciones superiores en la PES reportaron mayor codicia y competitividad (r = 0.30, $p < 0.05$), reflejando preocupaciones adquisitivas más que cooperativas o de protección.

En otro estudio, los autores predijeron que el *entitlement* estaría vinculado a una serie de resultados negativos en las relaciones románticas, hipotetizando que los participantes caracterizados por elevado *entitlement* se preocuparían más por sus propias necesidades que por las necesidades de su pareja (Campbell et al., 2004). Esta tendencia de focalización en las propias necesidades fue medida considerando las siguientes variables: el estilo de apego, la acomodación, la empatía, la toma de perspectiva, el respeto y el amor. Los resultados estuvieron en línea con lo hipotetizado, las personas con altas puntuaciones en la PES mostraron un estilo de desestimación del apego (r = 0.27, $p < 0.01$), menos empatía (r = -0.24, $p < 0.05$), menos toma de perspectiva (r = -0.43, $p < 0.01$), y menos respeto por el otro (r = -0.22, $p < 0.05$), reflejando una actitud más egoísta en las relaciones románticas.

Finalmente, en otro estudio, Campbell et al. (2004) demostraron que la puntuación en la PES se relaciona positivamente con el comportamiento agresivo en una tarea hipotética tras la crítica de un compañero asociado, pero no después de la alabanza del mismo, recurriendo a una muestra de 111 estudiantes universitarios de la Iowa State University. En dicho estudio, los participantes con altos niveles de *entitlement* fueron más agresivos después de recibir una evaluación negativa por parte de su compañero asociado que los participantes que obtuvieron bajas puntuaciones en la PES (t_{103} = 2.00, $p < 0.05$, $d = 0.39$).

Como puede observarse, todos los estudios citados tienen en común el uso de la Teoría clásica de los tests (TCT). Si bien este enfoque aporta información de gran utilidad, presenta ciertas limitaciones. Las principales debilidades de la TCT son, por un lado, que las mediciones no resultan invariantes respecto del instrumento utilizado y, por otro lado, que las propiedades de los tests carecen de invarianza en relación con la muestra de sujetos utilizada (Muñiz, 2010). En contraposición, la gran ventaja de la Teoría de respuesta al item (TRI) en comparación con la TCT es que su interés está centrado en la actuación de los sujetos en cada uno de los ítems y no en el test total. Además, el punto fuerte de la TRI es la propiedad de invarianza, aportando el beneficio de proporcionar estadísticos de los ítems independientes de la muestra utilizada, así como estadísticos de los sujetos independientes del conjunto de ítems que se les ha administrado (Barbero, Prieto, Suárez y Costas, 2001). Esta característica de la TRI facilita la evaluación de las características de un instrumento y la comparación de los resultados (Asún y Zúñiga, 2008). Es por ello que desde hace tiempo se recomienda utilizar la TRI para complementar los análisis realizados a través de la TCT (Iraurgi, Lozano, González y Trujols, 2008).

Dentro de la TRI es posible encontrar diversos modelos que responden a distintas necesidades (Barbero, 1999). Uno de los más utilizados es el Modelo de Rasch (Rasch, 1960), el cual se basa en el supuesto de unidimensionalidad del atributo y en que la probabilidad de responder correctamente está determinada por el nivel de la persona en el atributo y la dificultad del ítem. Prieto y Delgado (2003) destacan algunas ventajas del modelo de Rasch en relación con la TCT y otros modelos de la TRI: (a) medición conjunta, los parámetros de las personas y de los ítems se expresan en las mismas unidades y se localizan en el mismo continuo; (b) objetividad específica, las medidas no dependen de las condiciones específicas con que fueron obtenidas; y (c) propiedades de intervalo, la interpretación de las diferencias en la escala es la misma a lo largo del atributo medido. Siguiendo esta línea, Andrich (1978) propone el modelo de escalas de clasificación para ítems no monotónicos, típicos de las escalas destinadas a medir actitudes, opiniones, creencias y valores (Barbero, 1999), como es el caso de la PES.

Como se deduce de lo anterior, el estudio del *PE* arroja información relevante para comprender no solo las valoraciones de derecho, sino sus relaciones con otros procesos o constructos, por lo cual se requiere contar con instrumentos que estén adaptados, en términos psicométricos, al contexto local. De esta manera, este trabajo se propone evaluar las propiedades psicométricas de la PES desde la TCT (validez de constructo, consistencia interna y validez predictiva) y la TRI (modelo de escalas de clasificación), recurriendo a muestras de estudiantes universitarios y de adultos de 18 a 65 años, de la ciudad de Córdoba (Argentina), partiendo de la unidimensionalidad característica de la escala bajo estudio.

Método

Participantes

Se emplearon dos muestras de participantes, seleccionados mediante muestreo accidental: (a) muestra de la población de estudiantes de dos universidades públicas con sede en Córdoba; y (b) muestra de ciudadanos mayores de edad de la población de Córdoba, de 18 a 65 años. La inclusión de estas dos muestras radica en la utilización futura que se espera realizar de la escala bajo análisis, reconociéndose que la población universitaria se caracteriza por singulares patrones de nivel educativo que no se generalizan a la población general. La muestra A estuvo conformada por 402 estudiantes universitarios con edades comprendidas entre los 18 y 58 años (M = 22.77, DS = 4.85), de ambos sexos (249 mujeres [61.9%], 153 varones [38.1%]), cursantes de distintas carreras en la Universidad Nacional de Córdoba y la Universidad Tecnológica Nacional (regional Córdoba; ver tabla 1). La muestra B estuvo compuesta por 324 personas adultas de 18 a 65 años (M = 32.77, DS = 10.71), de

ambos sexos (182 mujeres [56.2%] y 142 varones [43.8%]), quienes residían en la ciudad de Córdoba (Argentina), de distintos niveles educativos y socioeconómico (ver tablas 1 y 2).

Tabla 1
Muestra de estudiantes universitarios según carrera y año cursado

		Carrera						Total
		Abogacía	Agronomía	Ciencias Económicas	Ingeniería Química	Psicología	Ciencias de la Educación	
Año cursado	1					62		62
	2			32	16	28	3	79
	3		54	4	30	33	8	129
	4	4	4	3	24	3	2	40
	5	33		2	2	40	1	78
	6	13				1		14
Total		50	58	41	72	167	14	402

Nota. Un participante no informó el año de carrera cursado, no obstante, se colocó el mismo año que los compañeros de curso (Ing. Química, 2º año).

Tabla 2
Muestra de población general según nivel educativo y nivel socioeconómico (NSE)

		NSE							Total
		Marginal	Bajo inferior	Bajo superior	Medio bajo	Medio	Medio alto y alto	Otro[a]	
Nivel educativo	Primario completo	0	3	5	2	1	0	0	11
	Secundario incompleto	3	3	11	6	3	0	1	27
	Secundario completo	1	3	22	19	14	1	3	63
	Terciario incompleto	1	2	10	9	5	4	1	32
	Terciario completo	1	0	5	9	6	16	3	40
	Universitario incompleto	0	3	15	32	29	16	4	99
	Universitario completo	0	0	2	7	15	16	6	46
	Postgrado	0	0	0	0	2	4	0	6
Total		6	14	70	84	75	57	18	324

[a] Otro = frecuencia de participantes sin determinar su NSE.

Instrumentos

Se utilizó la PES (Campbell et al., 2004), la cual consta de nueve ítems que se puntúan en una escala tipo Likert de 7 puntos (1 = *muy en desacuerdo*, 7 = *muy de acuerdo*). La estructura de la escala original ha mostrado ser unidimensional en tanto que la consistencia interna es adecuada. La escala original fue previamente analizada en un estudio que implicó las siguientes fases: (a) traducción directa del inglés a español por dos especialistas de lengua inglesa, así como comparación de diferencias, realizando los ajustes necesarios; (b) estudio piloto con 15 personas adultas para valorar la adecuación cultural, claridad semántica y aspectos gramaticales de los ítems y consigna, tarea que se realizó de manera individual frente a un asistente de investigación entrenado; (c) discusión al interior del grupo de investigación sobre los resultados del estudio piloto, realizando los ajustes correspondientes. Además de esta escala, en la muestra A se recuperó información sobre datos sociodemográficos a través de un cuestionario elaborado ad-hoc. Con la muestra B se empleó un cuestionario sobre datos sociodemográficos, a partir del cual se estimó el NSE con base en la relación de aportantes y miembros del hogar nivel educativo, ocupación y cobertura de salud del principal sostén del hogar, e indicadores de indigencia (Comisión de Enlace Institucional, AAM - Saimo - CEIM, 2006). Además, para la muestra B se computó el puntaje global bruto de la PES sumando la puntuación en cada ítem, con un puntaje mayor, siendo indicativo de mayor presencia del constructo bajo estudio. A esta muestra también se le aplicó un instrumento que permite evaluar las preferencias sociales, la Escala de dominancia triple (o tres posiciones dominantes) de Van Lange, Otten, De Bruin y Joireman (1997). Dicha medida comprende nueve ítems en forma de juegos descompuestos, donde el participante tiene que elegir una de tres opciones distributivas: prosocial, individualista y competitiva. Si un participante elige seis o más veces una categoría particular es ubicado en esa tipología, en caso contrario, no es categorizado.

Procedimiento

Para la recolección de datos en la muestra A, primero se solicitó autorización a los docentes a cargo de distintas asignaturas, luego se invitó a los estudiantes a participar en el estudio y se les explicó que no existían respuestas correctas o incorrectas. Los estudiantes completaron los cuestionarios individualmente en sus correspondientes grupos de clase, en horario y espacio áulico. La recolección de datos en la muestra B se realizó a través de invitaciones personales en espacios públicos. Luego de la explicación de los objetivos del estudio y las condiciones de participación, se solicitó información sobre datos sociodemográficos. Tras ello, se explicó la forma de completar los restantes cuestionarios y se brindaron ejemplos, asegurándose de que el participante había comprendido totalmente la tarea. También se les informó que no existían respuestas correctas o incorrectas. Finalmente, los participantes completaron individualmente los cuestionarios, los cuales fueron retirados posteriormente en horario y espacio definido por el participante. En ambos casos la participación fue voluntaria después de asegurarles la confidencialidad de los datos y el anonimato de sus respuestas, explicando que los resultados solo serían utilizados para fines investigativos. La recolección de datos fue realizada por investigadores formados y asistentes de investigación previamente entrenados en los criterios de administración. La escala formaba parte de un conjunto de instrumentos que no son objeto de este estudio.

Análisis de datos

Los análisis desde la TCT se realizaron de forma separada para las muestras A y B. En la muestra A se realizaron:

1. Análisis preliminar de casos y variables. Se consideraron casos atípicos univariados, como aquellos que presentaban valores $Z > \pm 3.29$ y atípicos multivariados a un nivel $p < 0.001$ (Tabachnick y Fidell, 2001). Valores de asimetría y curtosis en el rango ±1 se consideraron excelentes, y en el rango ±1.5 fueron aceptables (George y Mallery, 2001). La correlación entre los ítems se evaluó como indicador de posibles problemas de multicolinealidad, aceptándose valores menores a 0.90 (Tabachnick y Fidell, 2001).
2. Análisis de la estructura interna. Se dividió la muestra en dos partes de manera aleatoria; con una muestra se examinó la dimensionalidad de la escala de forma exploratoria y con la otra muestra se procedió con análisis confirmatorios. En el marco exploratorio, se

empleó el método de componentes principales (de la misma forma que los autores de la escala original) y el de ejes principales. Se evaluó inicialmente la factibilidad del análisis a través del índice de adecuación muestral KMO y el test de esfericidad de Bartlett. Se consideró la regla de Kaiser - Gutman y el gráfico de sedimentación para la interpretación de los factores subyacentes. En estos análisis, se mantuvieron los ítems que presentaban cargas factoriales mayores a 0.40. En el marco del análisis confirmatorio se evaluó la curtosis multivariante, la cual adquiere especial relevancia en el marco de modelos estructurales ya que ha mostrado efectos negativos (Byrne, 2010). Aunque no hay un consenso sobre cuándo considerar severo un índice de curtosis, Kline (2010) señala que valores mayores a 10 deben considerarse problemáticos, en tanto que otros autores señalan que valores superiores a 70 indican una fuerte desviación de la normalidad multivariada (Rodríguez y Ruiz, 2008). Se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud, el cual no depende de la escala de medición de las variables ni requiere tamaños muestrales excesivos.

Para la valoración del ajuste se consideraron distintos indicadores: (a) χ^2 (Bollen, 1989), indica la discrepancia entre el modelo y la covarianza de los datos, es sensible al tamaño de la muestra y a violaciones del supuesto de normalidad multivariada; (b) razón entre el χ^2 y los grados de libertad (Kline, 1998), con valores menores a 3 siendo indicadores de un buen ajuste; (c) índice de bondad del ajuste (AGFI, Jöreskog y Sörgom, 1993) con valores mayores a 0.90 sugiriendo un ajuste aceptable y superiores a 0.95 un ajuste excelente; (d) índice de Tucker - Lewis (TLI, Tucker y Lewis, 1973) e índice de ajuste comparativo (CFI, Bentler, 1990), en el que valores debajo de 0.90 señalan la necesidad de re-especificar el modelo y superiores a 0.95 indican un buen ajuste; (e) error cuadrático medio de aproximación (Rmsea, Steiger, 1990), donde valores menores a 0.05 indican un buen ajuste y entre 0.05 y 0.08 un ajuste aceptable. Se tuvieron en cuenta los índices de modificación y los valores esperados de cambio del parámetro para respecificar el modelo. Finalmente, se interpretaron los coeficientes de regresión estandarizados.

3. Correlación ítem-total y consistencia interna a través del coeficiente alfa de Cronbach.

Para la muestra B se tuvo en cuenta:

1. Análisis preliminar de casos y variables.
2. Análisis factorial confirmatorio con la escala original de nueve ítems y la versión reducida de ocho ítems.
3. Correlación ítem - total y consistencia interna a través del coeficiente alfa de Cronbach.
4. Diferencias en PE según la categoría de preferencias sociales. En los análisis 1, 2 y 3 se emplearon las mismas técnicas y criterios que los señalados para la muestra A.

Los análisis desde la TRI se realizaron con los participantes de ambas muestras como un solo conjunto, específicamente, se empleó el modelo de Escalas de clasificación propuesto por Andrich (1978), el cual corresponde a la familia de Modelos de Rasch (Rasch, 1960), implementándose un procedimiento de máxima verosimilitud incondicional para la estimación de los parámetros de ítems y personas en el que se tiene en cuenta: (a) el ajuste de los datos al modelo propuesto y medida de los ítems. Aquí, se consideraron los residuales cuadráticos medios (RCM) y estandarizados (RCME), expresados a través de los índices Infit (ajuste interno) y Outfit (ajuste externo). Valores de RCM entre 0.6 y 1.4 y de RCME entre ±2 son indicativos de un ajuste aceptable (Linacre, 2002; Wright y Linacre, 1994). En cuanto a los ítems, se evaluó la distribución a lo largo del continuo del constructo y los índices de ajuste; (b) las curvas características de las categorías de respuestas. Estas curvas relacionan la probabilidad de respuesta en una categoría determinada de un ítem con el nivel del constructo medido. Se espera que las distintas alternativas de respuesta (curvas) sean más probables en algún punto del constructo. A su vez, las intersecciones entre las curvas delimitan regiones de respuestas más probables; (c) la precisión de la medida. Se examinó la función de información de los ítems y del test, la cual aporta información sobre el grado de precisión con que un ítem o el test miden distintos niveles de un constructo. La representación gráfica facilita la identificación de las zonas donde el ítem o el test resultan más informativos, por lo que se recurrirá a gráficos. La función de información del test es la suma de las funciones de información de los ítems.

Los análisis en el marco de la TCT fueron conducidos con los programas estadísticos SPSS 20 y AMOS 19; mientras que los correspondientes a la TRI se realizaron con el programa Winsteps 3.63, empleándose como soporte Microsoft Excel 2010.

Resultados

Teoría Clásica de los Tests: análisis preliminar de las características de la muestra A (estudiantes universitarios)

El análisis inicial evidenció que dos participantes no habían respondido los ítems de la escala bajo análisis, por lo cual se optó por excluirlos de los análisis posteriores, aunque ninguna variable presentó más del 5% de datos ausentes. Según el test MCAR de Little la distribución de los mismos no fue completamente aleatoria ($\chi^2(76) = 101.85$, $p = 0.026$). Para avanzar en la caracterización de datos ausentes las variables fueron transformadas en dicotómicas, donde se reemplazaron los valores ausentes por cero y los válidos por uno y fueron correlacionadas con el fin de apreciar en qué medida los datos ausentes estaban correlacionados entre los pares de variables. Bajo esta mirada, solo se apreciaron correlaciones bajas a moderadas en cuatro pares de variables (con un rango de 0.19 a 0.40), lo cual indica una asociación baja a moderada en la ausencia de datos para esas variables (Hair, Black, Babin, y Anderson, 2009). Teniendo eso en cuenta, se optó por reemplazar los datos ausentes empleando los valores de media (a posteriori se compararon los resultados con otros métodos de estimación, EM, y se obtuvieron semejantes resultados).

No se apreciaron casos atípicos univariados, en tanto que un caso mostró atipicidad múltiple y se optó por excluirlo de la muestra, resultando 399 casos para los análisis siguientes. Posteriormente, se analizó la distribución de las variables. Como se aprecia en la tabla 3 se observaron valores excelentes de asimetría y curtosis. Por último, se comprobó la ausencia de multicolinealidad a través de la inspección de las correlaciones entre ítems, las cuales resultaron menores a 0.90.

Tabla 3
Estadísticos descriptivos de los ítems de la PES en la muestra de estudiantes universitarios

Ítems	*M*	*DS*	Asimetría	Curtosis
1. Sinceramente, siento que merezco más que otras personas.	2.73	1.63	0.49	-0.82
2. Merezco que me sucedan grandes cosas.	3.83	1.70	-0.11	-0.56
3. Si estuviera en el Titanic, merecería estar en el primer bote salvavidas.	2.90	1.59	0.28	-0.63
4. Demando lo mejor porque lo merezco.	3.11	1.60	0.25	-0.62
5. No merezco necesariamente un trato especial.	4.50	1.79	-0.38	-0.76
6. Merezco más cosas en mi vida.	3.48	1.52	-0.10	-0.52
7. De vez en cuando, la gente como yo merece más descanso.	3.64	1.74	0.14	-0.66
8. Las cosas deberían marchar a mi manera.	3.24	1.69	0.23	-0.78
9. Merezco más de lo que tengo.	3.17	1.63	0.15	-0.72

Estructura factorial

La muestra fue dividida aleatoriamente en dos mitades. La primera muestra 1 (*n* = 200) fue empleada para el análisis factorial exploratorio (AFE) y la segunda (*n* = 199) para el análisis factorial confirmatorio (AFC).

Para el AFE, se utilizó el método de componentes principales, elegido por los autores de la escala original. Su aplicación resultó en un

índice de adecuación muestral KMO de 0.89, el test de esfericidad de Bartlett fue significativo (χ^2 aprox. (36, n = 200) = 661.10, $p < 0.000$), lo cual garantizó la factibilidad del análisis factorial. La regla de Kaiser-Gutman sugirió la extracción de dos factores, no obstante, debido a que con dicha regla se tienden a sobreestimar las dimensiones subyacentes (Cohen y Swerdlik, 2006), se interpretó el gráfico de sedimentación, el cual sugirió la existencia de un componente, el cual presenta un autovalor de 4.23, explicando el 46.94% de la varianza total. Ocho de los nueve ítems presentaban cargas factoriales mayores a 0.40. La excepción fue el ítem "no merezco necesariamente un trato especial", el cual mostró una carga factorial mínima (-0.07), por lo cual fue excluido de los siguientes análisis (tabla 4).

Con los ocho ítems restantes, se realizó un nuevo análisis. En este caso, el KMO obtuvo un valor de 0.89 y el test de esfericidad de Bartlett fue significativo (χ^2 aprox. (28, n = 200) = 649.66, $p < 0.000$). Con base en el gráfico de sedimentación, se extrajo un componente, el cual presentó un autovalor de 4.22, y explicó el 52.76% de la varianza total. En este caso, todos los ítems mostraron cargas factoriales superiores a 0.40. Los resultados se aprecian en la tabla 5.

Por último, se inspeccionó la estructura factorial empleando un método de extracción factorial, el método de ejes principales. Nuevamente, la estructura mostró ser unidimensional, con un único factor que explica el 46.59% de la varianza total de los datos. Todos los ítems mostraron cargas factoriales superiores a 0.40 (ver tabla 4).

Los ocho ítems que resultaron del AFE fueron sometidos a un AFC. El valor de curtosis multivariada fue de 12.58 (razón crítica 7.02), por lo cual no se consideró inconveniente emplear el método de estimación de máxima verosimilitud. El análisis inicial indicó que el estadístico de discrepancia era significativo (χ^2 (20, n = 199) = 73.61, $p < 0.000$). A partir de los índices de modificación y los valores esperados de cambio del parámetro provistos por el software utilizado, se permitieron dos correlaciones entre los errores de dos variables, teniendo en cuenta que fueron medidas con un mismo instrumento. Si bien la discrepancia disminuyó, continuó siendo significativa (χ^2(18, n = 199) = 36.89, $p < 0.005$). Según otros índices, el ajuste es adecuado: χ^2/gl = 2.05; AGFI = 0.91; TLI = 0.95; CFI = 0.97; RMSEA = 0.07. Finalmente, se evaluaron los coeficientes de regresión estandarizados, los cuales estuvieron en el rango de 0.46 a 0.80 (ver tabla 4).

Tabla 4
Saturación factorial de los ítems de la PES en la muestra de estudiantes universitarios

Ítems	ACP1[a]	ACP2[a]	AFE[b]	AFC[b]	*r* ítem total corregida	Alfa de Cronbach si el ítem es eliminado
1. Sinceramente, siento que merezco más que otras personas.	0.57	0.57	0.50	0.60	0.52	0.85
2. Merezco que me sucedan grandes cosas.	0.68	0.69	0.62	0.63	0.59	0.84
3. Si estuviera en el Titanic, merecería estar en el primer bote salvavidas.	0.65	0.65	0.59	0.46	0.50	0.85
4. Demando lo mejor porque lo merezco.	0.85	0.85	0.84	0.59	0.70	0.83
5. No merezco necesariamente un trato especial.	-0.07	-	-	-	-	-
6. Merezco más cosas en mi vida.	0.78	0.78	0.75	0.80	0.69	0.83
7. De vez en cuando, la gente como yo merece más descanso.	0.71	0.71	0.66	0.50	0.53	0.85
8. Las cosas deberían marchar a mi manera.	0.70	0.69	0.64	0.62	0.57	0.84
9. Merezco más de lo que tengo.	0.83	0.83	0.81	0.78	0.71	0.83

[a]ACP1 = análisis de componentes principales inicial; ACP2 = análisis de componentes principales tras la eliminación del ítem 5.
[b]AFE = análisis factorial exploratorio con método de extracción de ejes principales; AFC = análisis factorial confirmatorio, coeficientes de regresión estandarizados.

Correlación ítem-total y consistencia interna

Con los ocho ítems resultantes, y empleándose la muestra total de participantes, se calculó la correlación ítem-total corregida, observándose valores entre 0.52 y 0.71. Por último, se estimó la consistencia interna a través del coeficiente alfa de Cronbach, el cual resultó en un valor de 0.86, lo cual es considerado aceptable (ver tabla 4 para mayores detalles).

Análisis preliminar de las características de la muestra B, representación de la población general

El análisis inicial evidenció que ocho participantes no habían respondido los ítems de la escala bajo análisis, un participante solo respondió a un ítem y otro solo a cinco ítems, por lo cual se optó por excluir a esos 10 participantes de los análisis posteriores. En los casos restantes, se observó que 28 participantes no respondieron a un ítem y seis no respondieron a dos ítems. Además, se observó que ninguna variable presentaba más del 5% de datos ausentes. Según el test MCAR de Little (1988), la distribución de los mismos fue completamente aleatoria ($\chi^2(99) = 113.38$, $p = 0.153$), por lo cual se optó por reemplazar los valores ausentes con la media.

Por otra parte, no se apreciaron casos atípicos univariados, mientras que dos casos mostraron atipicidad múltiple y se optó por excluirlo de la muestra, resultando 312 casos para los análisis que se desarrollaron a continuación. Luego, se analizó la distribución de las variables. Se observaron valores excelentes de asimetría y curtosis, los cuales se pueden observar en la tabla 5. También, se comprobó la ausencia de multicolinealidad a través de la inspección de las correlaciones entre ítems, las cuales resultaron menores a 0.90.

Tabla 5
Estadísticos descriptivos de los ítems de la PES en la muestra surgida de la población general

Ítems	*M*	*DS*	Asimetría	Curtosis
1. Sinceramente, siento que merezco más que otras personas.	3.00	1.68	0.37	-0.80
2. Merezco que me sucedan grandes cosas.	4.81	1.56	-0.58	0.12
3. Si estuviera en el Titanic, merecería estar en el primer bote salvavidas.	3.21	1.62	0.20	-0.63
4. Demando lo mejor porque lo merezco.	4.03	1.67	-0.19	-0.65
5. No merezco necesariamente un trato especial.	4.12	1.78	-0.25	-0.80
6. Merezco más cosas en mi vida.	4.27	1.57	-0.33	-0.32
7. De vez en cuando, la gente como yo merece más descanso.	4.22	1.59	-0.16	-0.41
8. Las cosas deberían marchar a mi manera.	3.48	1.61	0.02	-0.72
9. Merezco más de lo que tengo.	3.79	1.69	-0.14	-0.65

Estructura factorial

Se evaluó la estructura factorial de manera confirmatoria, inicialmente, para los nueve ítems originales. La curtosis multivariada con todos los ítems fue de 23.3 (razón crítica 14.62), lo cual no impedía utilizar el método de estimación de máxima verosimilitud. El análisis inicial indicó que el estadístico de discrepancia era significativo ($\chi^2(27, n = 312) = 72.76$, $p < 0.000$). Según otros índices, el ajuste era adecuado ($\chi^2/gl = 2.70$; AGFI = 0.92; TLI = 0.91; CFI = 0.93; RMSEA =

0.07). Al evaluar los coeficientes de regresión estandarizados se observó que un ítem no resultaba significativo estadísticamente (ítem 5: "No merezco necesariamente un trato especial"), por lo cual se optó por reespecificar el modelo sin dicho ítem. En el nuevo análisis, la curtosis multivariada disminuyó (19.11, razón crítica 13.34). En este análisis, los resultados fueron los siguientes: $\chi^2(20, n = 312) = 64.24$, $p < 0.000$; $\chi^2/gl = 3.12$; *AGFI = 0.91; TLI = 0.91; CFI = 0.93;* RMSEA = *0.08*. Como se observa, si bien la discrepancia fue significativa, otros índices indicaron un ajuste aceptable, aunque el estadístico RMSEA resultó mayor a lo aceptable. Debido a ello, se examinaron los índices de modificación y los valores esperados de cambio del parámetro, tras lo cual se permitió una correlación entre los errores de dos variables. Si bien la discrepancia disminuyó, continuó siendo significativa ($\chi^2(19, n = 312) = 39.04$ $p < 0.004$), el ajuste según otros índices fue aceptable ($\chi^2/gl= 2.05$; AGFI = 0.95; TLI = 0.96 CFI = 0.97; RMSEA = 0.06. Por su parte, los coeficientes de regresión estandarizados estuvieron en el rango 0.49 a 0.82 (tabla 6).

Tabla 6
Coeficientes de regresión estandarizados de los ítems de la PES en la muestra surgida de la población general

Ítems	AFC1[a]	AFC2[a]	*r* ítem-total corregida	Alfa de Cronbach si el ítem es eliminado
1. Sinceramente, siento que merezco más que otras personas.	0.56	0.57	0.48	0.80
2. Merezco que me sucedan grandes cosas.	0.53	0.49	0.48	0.80
3. Si estuviera en el Titanic, merecería estar en el primer bote salvavidas.	0.50	0.50	0.45	0.80
4. Demando lo mejor porque lo merezco.	0.56	0.53	0.51	0.79
5. No merezco necesariamente un trato especial.	-0.01	-	-	-
6. Merezco más cosas en mi vida.	0.74	0.73	0.65	0.77
7. De vez en cuando, la gente como yo merece más descanso.	0.48	0.49	0.42	0.80
8. Las cosas deberían marchar a mi manera.	0.57	0.57	0.50	0.79
9. Merezco más de lo que tengo.	0.80	0.82	0.70	0.76

[a]AFC1 = análisis factorial confirmatorio inicial, coeficientes de regresión estandarizados; AFC2 = análisis factorial confirmatorio final, coeficientes de regresión estandarizados.

Correlación ítem - total y consistencia interna

El examen de la correlación ítem - total corregida muestra valores en el rango 0.42 a 0.70 (tabla 3), en tanto el coeficiente alfa de Cronbach resultó igual a 0.81, lo cual indica un valor aceptable de consistencia interna (tabla 6).

Diferencias en PE según la orientación de valores sociales

Debido a que el foco central de este trabajo es el estudio de las características psicométricas de la escala PE, la inspección de las respuestas en la Escala de Dominancia Triple se basó en la muestra de 312 casos. De ese total, 285 (91.3%) participantes respondieron a ambas escalas. De ellos, 119 (41.8%) fueron clasificados como prosociales, 72 (25.3%) como individualistas y 27 (9.5%) como competitivos, mientras que 67 (23.5%) participantes no pudieron ser clasificados (menos de seis respuestas consistentes).

Para el siguiente análisis se recurrió a los 218 participantes, quienes fueron clasificados por las categorías de interés. En este segundo momento, se realizó un análisis de la varianza para indagar las

diferencias en PE según la orientación de valores sociales (prosocial, individualista, competitiva). Tras verificar el cumplimiento del supuesto de homogeneidad (Test de Levene: $F(1,215) = 0.28$, $p = 0.756$) y normalidad (Z de Kolmogorov-Smirnov = 0.92, $p = 0.363$), se procedió a realizar el análisis. Se observó un efecto estadísticamente significativo de la orientación de valores ($F(2,215) = 4.53$, $p = 0.01$, $\eta_p^2 = 0.04$), aunque, como se aprecia, el tamaño del efecto fue reducido. Análisis a posteriori (test de Tukey) muestran que las personas clasificadas como prosociales presentaron valores de PE (M = 29.02, DS = 8.07) significativamente menores que las personas clasificadas como individualistas (M = 32.48, DS = 7.71) y competitivas (M = 31.42, DS = 7.63), sin diferencias significativas entre estas últimas.

Teoría de respuesta al ítem

Los análisis con base en la TRI se realizaron con todos los participantes (N = 711). Concretamente, se incluyeron aquellos participantes que habían sido incluidos tras los análisis preliminares realizados en el marco de la TCT, es decir, 399 estudiantes universitarios y 312 habitantes de Córdoba. Debido a la naturaleza característica de esta teoría, se emplearon las respuestas originales a los ítems, sin sustituir valores ausentes.

Ajuste de los datos al modelo y medida de los ítems

En la tabla 7, se puede apreciar el ajuste global de ítems y personas. El ajuste de las personas evidencia que las respuestas se ajustan a lo que pronostica el modelo de escalas de clasificación, con valores de RCM y RCME dentro de lo aceptable, aunque los valores mínimos y máximos evidencian que eso no cumple en todos los casos. En cuanto a los ítems, los valores de RCM y RCME tanto el Infit como Outfit están dentro de los límites aceptables, por lo que se considera que los ítems ajustan de manera global al modelo propuesto. Nuevamente, la inspección de los valores máximos y mínimos denota la existencia de ítems que superan los valores aceptables. Dado el interés en los ítems de la escala bajo análisis, a continuación, se examinan con mayor detalle el ajuste de los ítems.

Tabla 7
Ajuste global del modelo

Medidas resumen		Medida	Error	*Infit*		*Outfit*	
				RCM[a]	*RCME*[b]	*RCM*	*RCME*
Personas	*M*	-0.26	0.26	1.03	-.2	1.03	-0.2
	DT	0.61	0.07	0.78	1.6	0.78	1.6
	Máx.	3.08	0.96	4.72	4.9	4.67	4.8
	Mín.	-2.82	0.24	0.05	-4.0	0.05	-4.0
Ítems	*M*	0.00	0.03	1.01	-1.7	1.03	-1.2
	DT	0.28	0.00	0.44	5.2	0.47	5.1
	Máx.	0.44	0.03	2.20	9.9	2.27	9.9
	Mín.	-0.42	0.03	0.60	-9.1	0.60	-8.7

[a]RCM = residual cuadrático medio; [b]RCME = residual cuadrático medio estandarizado.

Nota. El análisis de personas se basa en 702 casos no extremos.

En la tabla 8, se presenta el análisis de ajuste de los ítems, ordenados según la posición de los ítems en el continuo (de 0.44 a -0.42 logits). Los valores de *RCM* de Infit y Outfit están casi todos dentro del límite aceptable, a excepción de los valores correspondientes al ítem 5. Al considerar los valores residuales estandarizados, se observa que los correspondientes a los ítems 1, 3, 7 y 2 resultan apropiados, mientras que el valor del ítem 8 está en el límite de lo aceptable. En este caso, no sólo los valores de *RCME* de Infit y Outfit correspondiente al ítem 5 resultan inapropiados, sino también los de los ítems 9, 4 y 6. En síntesis, el ítem 5 presenta valores no aceptables tanto en las medidas de *RCM* como de *RCME* de Infit y Oufit, presentando otros ítems ajustes no aceptables al considerar los residuales estandarizados.

Tabla 8
Estadísticos de ajuste de los ítems de la PES

	N	Medida	Error	*Infit*		*Outfit*	
				RCM[a]	*RCME*[b]	*RCM*[a]	*RCME*[b]
1. Sinceramente, siento que merezco más que otras personas.	701	0.44	0.03	0.99	-0.1	1.04	0.8
3. Si estuviera en el Titanic, merecería estar en el primer bote salvavidas.	699	0.33	0.03	0.99	-0.3	1.08	1.5
8. Las cosas deberían marchar a mi manera.	698	0.16	0.03	0.90	-2.1	0.90	-2.0
9. Merezco más de lo que tengo.	697	0.10	0.03	0.67	-7.5	0.67	-6.8
4. Demando lo mejor porque lo merezco.	692	0.05	0.03	0.79	-4.5	0.79	-4.2
6. Merezco más cosas en mi vida.	688	-0.12	0.03	0.60	-9.1	0.60	-8.7
7. De vez en cuando, la gente como yo merece más descanso.	697	-0.16	0.03	1.01	0.2	1.01	0.3
2. Merezco que me sucedan grandes cosas.	695	-0.38	0.03	0.92	-1.5	0.91	-1.8
5. No merezco necesariamente un trato especial.	688	-0.42	0.03	2.20	9.9	2.27	9.9

[a]RCM = residual cuadrático medio; [b]RCME = residual cuadrático medio estandarizado.
Nota. Los ítems se encuentran ordenados según su posición en el continuo.

Curvas características de las categorías de respuestas

La inspección gráfica de las curvas características de las categorías de respuesta permite apreciar cuáles son las categorías de respuestas más probables a lo largo del continuo de la medida. Como se observa en la figura 1, la categoría 1 *(muy en desacuerdo)* es la respuesta más probable entre -4 y -0.73 logits, la categoría 4 (*ni de acuerdo ni en desacuerdo*) es la más probable entre -0.73 y 0.73 logits, y la categoría 7 (*muy de acuerdo*) es la más probable entre 0.73 y 4 logits. Esto evidencia que las categorías 2 (*bastante en desacuerdo*), 3 (*un poco en desacuerdo*), 5 (*un poco de acuerdo*) y 6 (*bastante de acuerdo*) no resultan las más probables en ninguna región del continuo, lo cual conduce a cuestionar el uso de una escala tipo Likert de 7 puntos para los ítems del instrumento bajo análisis.

Vale señalar que el comportamiento de las categorías de respuesta es igual para todos los ítems analizados ya que el modelo de Escalas de clasificación supone que todas las curvas son iguales, diferenciándose solo en la ubicación de los ítems en el continuo de la medida.

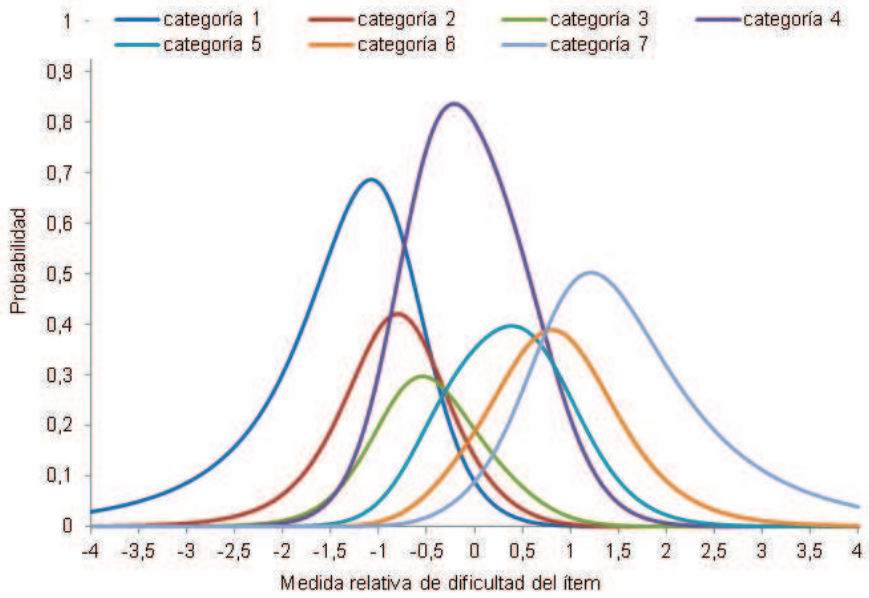


Figura 1. Curvas características de las categorías de respuestas de los ítems de la PES.

Precisión de la medida

Al apreciar la función de información de los ítems (figura 2), se observa que los ítems 1 y 3 alcanzan la mayor precisión alrededor de 0 logits, entre tanto, los ítems 8, 9 y 4 evidencian los valores mayores en torno a -0.4 logits, los ítems 6 y 7 alrededor de -0.7 logits, y los ítems 2 y 5 en torno a -0.9 logits. En cuanto a la función de información del test (figura 3) es posible señalar que las personas en el rango de valores -1 y 0.5 logits presentan las medidas con mayor precisión.

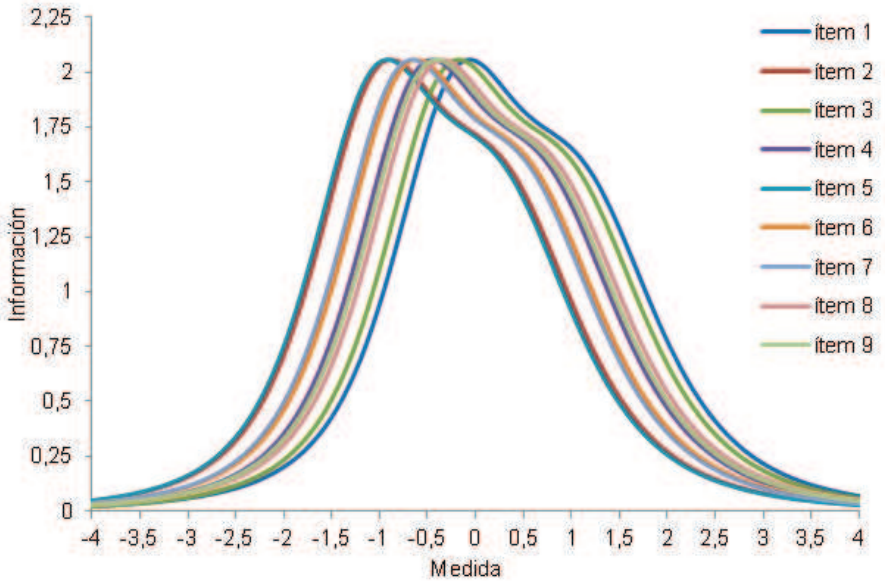


Figura 2. Función de información de los ítems de la PES.

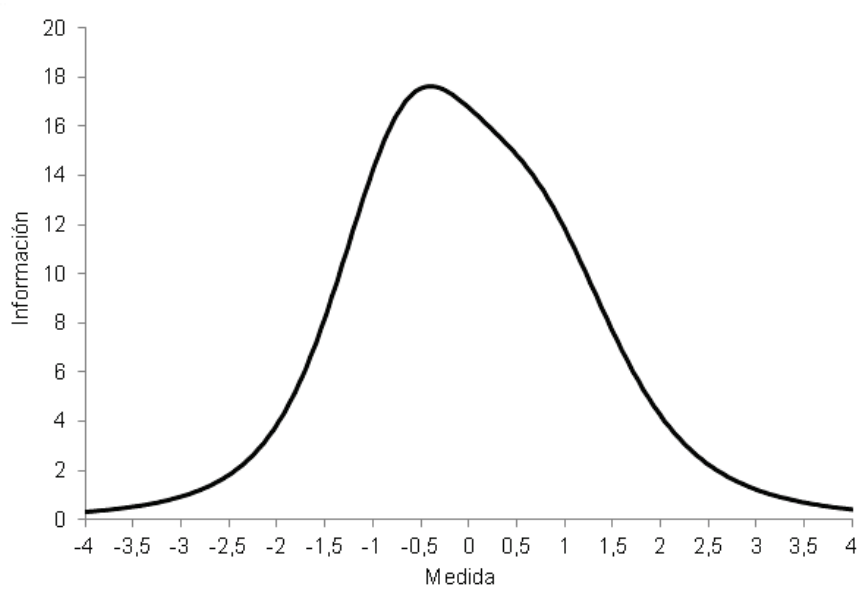


Figura 3. Función de información de la PES.

Discusión

Este trabajo propuso evaluar las propiedades psicométricas de la PES expuesta por Campbell et al. (2004) en el medio local, a través de la TCT y la TRI, recurriendo a muestras de estudiantes universitarios y adultos, de la población general, de 18 a 65 años, de la ciudad de Córdoba.

En el marco de la TCT, se estudió la estructura factorial de manera exploratoria y confirmatoria y se evaluó la consistencia interna y la correlación ítem-total. Asimismo, se examinaron las diferencias en las puntuaciones en la PES, según distintas orientaciones de valores sociales. En general, se observaron muy buenas propiedades, aunque cabe señalar algunas particularidades observadas, para ponerlas en discusión.

Al estudiar la estructura factorial de la PES con la muestra de estudiantes universitarios, de manera exploratoria, se encontró que de los nueve ítems originales, ocho presentaban cargas factoriales mayores a 0.40. La excepción fue el ítem 5: "No merezco necesariamente un trato especial", el cual presentó una carga factorial extremadamente baja. Debido a ello, ese ítem fue excluido del análisis confirmatorio: este último análisis evidenció que los datos muestrales ajustaban al modelo propuesto. La estructura factorial también fue confirmada con la muestra extraída de la población general, donde se observó, nuevamente, que el ítem 5 no presentaba una carga factorial adecuada, por esa razón fue excluido. Teniendo en cuenta que en los estudios originales de la escala dicho ítem presentaba cargas factoriales adecuadas y, habiendo revisado y acordado una traducción correcta al español del ítem, se hipotetiza la presencia de sesgo cultural en la interpretación del mismo en la población local. Más allá de las diferencias en el ítem señalado, se observa en el estudio con estudiantes universitarios, que las proporciones de varianza explicada para los nueve ítems fue de 46.94%, indicando valores semejantes en relación con lo observado en el estudio original de la escala.

En cuanto a la consistencia interna, tanto el estudio conducido con una muestra de estudiantes universitarios como el estudio llevado a cabo con una muestra extraída de la población general cordobesa indican apropiados coeficientes alfa de Cronbach (0.86 y 0.81, respectivamente). Dichos resultados están en consonancia con lo expuesto por el estudio de la escala original, donde el valor observado para el alfa de Cronbach fue de 0.85.

La evaluación de las diferencias en el PE, según la categoría de valores sociales, resultado en que aquellos participantes considerados como prosociales presentaron puntajes significativamente

menores en la PES que aquellos designados como individualistas o competitivos. Esto se encuentra en concordancia con los resultados obtenidos por van Dijk y De Cremer (2006).

En relación con los resultados obtenidos mediante el análisis de TRI, se obtuvo un ajuste global del modelo, tanto para personas como ítems, aunque se observan valores máximos y mínimos que exceden los valores aceptables. Luego, al observar el análisis de cada ítem mediante los residuos cuadráticos no estandarizados se evidencia la falta de ajuste del ítem 5. Este resultado coincide con lo observado a través de análisis desde la TCT realizados en este mismo estudio, lo que remarca la necesidad de revisar cuidadosamente dicho ítem. Sin embargo, es importante señalar que al observar los residuos estandarizados, se evidenció la falta de ajuste de otros ítems (4, 6 y 9), además del 5. Cuando se presentan estos resultados, la principal sospecha es la multidimensionalidad, no obstante, la evidencia aportada por los análisis factoriales, tanto los realizados en este estudio como los reportados en estudios anteriores, confirman su unidimensionalidad. En consecuencia, estos últimos resultados indicarían la necesidad de evaluar la presencia de algún sesgo que pueda estar disminuyendo la predictibilidad de dichos ítems.

Otro resultado interesante obtenido mediante la TRI se relaciona con la inspección de las categorías más probables de respuesta mediante la curva característica. En este análisis se observó que las categorías con mayor probabilidad de elección fueron, en orden de mayor a menor probabilidad: 1 (*muy en desacuerdo*), 4 (*ni de acuerdo ni en desacuerdo*) y 7 (*muy de acuerdo*), mientras que las opciones 2 (*bastante en desacuerdo*), 3 (*un poco en desacuerdo*), 5 (*un poco de acuerdo*), y 6 (*bastante de acuerdo*) no evidenciaron ser las más probables en ningún rango del continuo. Se evidencia así que las categorías intermedias no son empleadas para responder a los ítems propuestos. A partir de estos resultados cabría preguntarse si una escala Likert de 7 opciones es la adecuada para medir este constructo. Se podría evaluar el funcionamiento de la escala con ítems con tres categorías de respuesta, en futuros estudios.

Por último, en relación con la precisión de la medida, se observa que los ítems se distribuyen a lo largo del continuo. En los extremos, los ítems 1 y 3 se muestran como aquellos con una mayor precisión ante una mayor presencia del atributo, mientras que los ítems 2 y 5 tienen mayor precisión en los casos con menor presencia de PE. En el momento, no es posible comparar los resultados obtenidos, ya que no se cuenta con estudios previos de esta escala mediante TRI.

Por otra parte, si bien se logró responder a los objetivos propuestos en el presente trabajo, vale señalar algunas de sus limitaciones. En primer lugar, se destaca que las muestras fueron no probabilísticas, lo cual limita la generalización de los resultados a las poblaciones de referencia. Segundo, el uso del muestreo accidental se debió a la disponibilidad de recursos humanos para la recolección de datos y el acceso a los marcos de referencias. Tercero, es posible que la deseabilidad social haya influenciado las respuestas de los participantes, aspecto que no fue controlado en este estudio, no obstante, Campbell et al. (2004) observaron que la respuesta a la PES no estaba relacionada con la deseabilidad social. Sumado a ello, se remarca que en este trabajo la PES fue autoadministrada y aplicada en condiciones grupales (estudio con estudiantes universitarios) o de manera individual sin la presencia del investigador (estudio con la muestra extraída de la población general).

Futuros trabajos deberían avanzar en el estudio de otras propiedades psicométricas y aportar evidencia, por ejemplo, de validez convergente/discriminante de las puntuaciones obtenidas con la PES y constructos tales como narcisismo, autoestima, amabilidad y estabilidad emocional. En ese sentido, también se sugiere estudiar el PE en poblaciones clínicas caracterizadas, por ejemplo, por altos niveles de agresividad y/o narcisismo (Campbell et al., 2004; Pryor, Miller y Gaughan, 2008). Adicionalmente, sería positivo adaptar la escala de PE a contextos específicos, como el laboral y escolar, contextos en los cuales se ha evidenciado la relación del PE con la competitividad y los conflictos interpersonales (Moeller et al., 2011). Además, teniendo en cuenta las características psicosociales del PE, estudios sobre la incidencia del mismo en los dilemas sociales clarificarían su participación en las elecciones de los participantes.

Finalmente, considerando los aportes de investigaciones recientes que plantean la existencia de dos tipos de envidia, benigna y maligna o maliciosa, las cuales se caracterizan por particulares valoraciones de merecimiento (van de Ven, Zeelenberg y Pieters, 2012), sería relevante indagar la relación entre las puntuaciones obtenidas a partir de la PES y estos tipos particulares de envidia.

En síntesis, se destaca que los estudios psicométricos conducidos evidenciaron que las propiedades psicométricas de la mayoría de los ítems de la PES son aceptables, requiriendo revisar aquellos que desajustaron para modificarlos y probarlos a futuro, para así poder asegurar que las propiedades globales de las escalas sean óptimas para que esta escala pueda ser empleada como un instrumento válido y confiable para ser utilizado en la población de Córdoba.

Agradecimientos

Las autoras agradecen la colaboración de Mila Francovich, Cristian Acosta y Agustina Ávila, por su contribución en la recolección de datos, y a los profesores de las distintas carreras universitarias que facilitaron el acceso a los estudiantes. También agradecen los comentarios y recomendaciones de los evaluadores, lo cual ha contribuido a mejorar la calidad del artículo.

Referencias

Andrich, D. (1978). A rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika, 43*(4), 561-573.

Asún, R. y Zúñiga, C. (2008). Ventajas de los modelos politómicos de teoría de respuesta al ítem en la medición de actitudes sociales. El análisis de un caso. *Psykhe, 17*(2), 103-115.

Barbero , I. (1999). Desarrollos recientes de los modelos psicométricos de la teoría de respuesta a los ítems. *Psicothema, 11*(1), 195-210.

Barbero, I., Prieto, P., Suárez, J. C. y Costas, C. (2001). Relaciones empíricas entre los estadísticos de la Teoría Clásica de los Tests y los de la Teoría de Respuesta a los Ítems. *Psicothema, 13*(2), 324-329.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*(2), 238–246.

Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Nueva York: Wiley.

Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS. Basis concepts, applications, and programming* (2 ed.). Nueva York: Routledge.

Campbell, W. K., Bonacci, A. M., Shelton, J., Exline, J. J. y Bushman, B. J. (2004). Psychological Entitlement: Interpersonal consequences and validation of a self-report measure. *Journal of Personality Assessment, 83*(1), 29–45.

Cohen, R. J. y Swerdlik, M. E. (2010). *Psychological testing and assessment: An introduction to tests and measurement (7th ed.)*. United States of America: McGraw-Hill.

Comisión de Enlace Institucional, AAM-Saimo-CEIM (2006). *Nivel Socio Económico 2006*. Recuperado de http://www.saimo.org.ar/socios/Socios/NSE2006-23nov2006-Informe_final.pdf

George, D. y Mallery, M. P. (2001). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. Boston, MA: Allyn& Bacon.

Feather, N. T. (2003). Distinguishing between deservingness and entitlement: Earned outcomes versus lawful outcomes. *European Journal of Social Psychology, 33*(3), 367-385.

Greenberger, E., Lessard, J., Chen, C. y Farruggia, S. P. (2008). Self-entitled college students: Contributions of personality, parenting, and motivational factors. *Journal of Youth Adolescence, 37*(10), 1193–1204.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. y Anderson, R. E. (2009). *Multivariate data analysis* (7 ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Iraurgi, I., Lozano, O., González, F. y Trujols, J. (2008). Valoración psicométrica de la escala de severidad de la dependencia a partir de dos modelos de análisis: la teoría clásica de los test y la teoría de respuesta al ítem. *Boletín de Psicología, 93,* 41-57.

Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Kline, R. B. (1998). *Principles and practices of structural equation modeling*. Nueva York: Guilford.

Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3 ed.). Nueva York: The Guilford Press.

Lessard, J., Greenberger, E., Chen, C. y Farruggia, S. (2011). Are youths' feelings of entitlement always "bad"?: Evidence for a distinction between exploitive and non - exploitive dimensions of entitlement. *Journal of Adolescence, 34*(3), 521-529.

Linacre, J. M. (2002). What do Infit and Outfit, Mean-square and Standardized mean? *Rasch Measurement Transaction, 16*(2), 878.

Moeller, S. J., Crocker, J. y Bushman, B. J. (2009).

Creating hostility and conflict: Effects of entitlement and self - image goals. *Journal of Experimental Social Psychology, 45*(2), 448–452.

Muñiz, J. (2010). Las teorías de los tests: teoría clásica y teoría de respuesta a los ítems. *Papeles del Psicólogo, 31*(1), 57-66.

Prieto, G. y Delgado, A. R. (2003). Análisis de un test mediante el modelo de Rasch. *Psicothema, 15*(1), 94-100.

Pryor, L. R., Miller, J. D. y Gaughan, E. T. (2008). A comparison of the Psychological Entitlement Scale and the Narcissistic Personality Inventory's Entitlement Scale: Relations with general personality traits and personality disorders. *Journal of Personality Assessment, 90*(5), 517–520.

Rasch, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Copenhagen: Danish Institute for Educational Research.

Raskin, R. y Terry, H. (1988). A principal-components analysis of the Narcissistic Personality Inventory and further evidence of its construct validity. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*(5), 890-902.

Rodríguez, M. N. y Ruiz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica, 29*(2), 205-227.

Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research, 25*(2), 173–180.

Tabachnick, B. y Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics* (4 ed.). Nueva York: Harper & Row.

Thompson, M. N. y Mezydlo Subich, L. (2006). The relation of social status to the career decision-making process. *Journal of Vocational Behavior, 69*(2), 289-301.

Tucker, L. R. y Lewis, C. (1973). The reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 38*(1), 1-10.

Van de Ven, N., Zeelenberg, M. y Pieters, R. (2012). Appraisal patterns of envy and related emotions. *Motivation and Emotion, 36*(2), 195-205.

VanDijk, E. y De Cremer, D. (2006). Self - benefiting in the allocation of scarce resources: Leader-follower effects and the moderating effect of social value orientations. *Personality and Social Psychology Bulletin, 32*(10), 1352-1361.

VanLange, P. A., Otten, W., De Bruin, E. M. y Joireman, J. A. (1997). Development of prosocial, individualistic, and competitive orientations: Theory and preliminary evidence. *Journal of Personality and Social Psychology, 73*(4), 733-746.

Wright, B. D. Linacre, J. M. (1994). Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transaction, 8*(3), 370.

Para citar este artículo/ to cite this article/ para citar este artigo: Mola, D.J., Saavedra, B.A., Reyna, C. y Belaus, A. (2013). Valoración psicométrica de la Psychological Entitlement Scale desde la Teoría Clásica de los Tests y la Teoría de Respuesta al Ítem. *Pensamiento Psicológico, 11*(2), 19-38.