



Revista Puertorriqueña de Psicología

ISSN: 1946-2026

nvaras@uprrp.edu

Asociación de Psicología de Puerto Rico
Puerto Rico

Rodríguez-Montalbán, Ramón; Martínez-Lugo, Miguel; Sánchez-Cardona, Israel
ANÁLISIS DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE JUSTICIA
ORGANIZACIONAL DE COLQUITT EN UNA MUESTRA DE EMPLEADOS(AS) EN
PUERTO RICO

Revista Puertorriqueña de Psicología, vol. 26, núm. 2, julio-diciembre, 2015, pp. 270-286
Asociación de Psicología de Puerto Rico
San Juan, Puerto Rico

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=233245621009>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ANÁLISIS DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE JUSTICIA ORGANIZACIONAL DE COLQUITT EN UNA MUESTRA DE EMPLEADOS(AS) EN PUERTO RICO

ANALYSIS OF THE PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE COLQUITT ORGANIZATIONAL JUSTICE SCALE IN A SAMPLE OF EMPLOYEES IN PUERTO RICO

Recibido: 01 de Julio del 2015 | Aceptado: 01 de Octubre del 2015

Ramón **Rodríguez-Montalbán**¹, Miguel **Martínez-Lugo**², Israel **Sánchez-Cardona**³

^{1,2,3} Universidad Carlos Albizu

RESUMEN

Existen varios instrumentos para medir la justicia organizacional. Sin embargo, la Escala de Justicia Organizacional de Colquitt (EJOC) es la más utilizada en las investigaciones. El objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas de la EJOC en una muestra de personas trabajadoras en Puerto Rico. La muestra estuvo compuesta por 383 empleados(as) de diversos sectores laborales. Analizamos las propiedades psicométricas del EJOC mediante análisis confirmatorio de factores con ecuaciones estructurales, análisis de validez discriminante, análisis de validez concurrente y análisis de fiabilidad. Los resultados indican que la EJOC posee una estructura multidimensional de cuatro factores (procedimental, distributiva, interpersonal e informacional) con buena confiabilidad. Concluimos que la EJOC posee las propiedades psicométricas adecuadas para su uso en el contexto organizacional puertorriqueño.

PALABRAS CLAVE: Justicia organizacional, engagement en el trabajo, análisis confirmatorio de factores, ecuaciones estructurales, psicometría.

ABSTRACT

There are several measures of organizational justice available in organizational literature; however, Colquitt Organizational Justice Scale (COJS) is the most widely used in research. The aim of this study is to analyze the psychometric properties of the COJS in a sample of working people in Puerto Rico. The sample consisted of 383 employees from various sectors. We analyze the psychometric properties of COJS using confirmatory factor analysis with structural equation modeling. We also analyzed the discriminant and concurrent validity, and reliability of the scale. Results indicate that the COJS has a multidimensional structure of four factors (procedural, distributive, interpersonal and informational) with excellent reliability indicators. We conclude that COJS has adequate psychometric properties to be use in Puerto Rican organizational context.

KEY WORDS: Organizational justice, confirmatory analysis, work engagement, structural equations modeling, psychometrics.

Correspondencia sobre esta investigación puede ser dirigida al primer autor a la dirección de correo electrónico rmontalban@albizu.edu. También a la dirección de correos PO Box 9023711, San Juan, PR 00902-3711.

INTRODUCCIÓN

El estudio de la justicia dentro de la literatura de comportamiento organizacional ha sido amplio en los últimos años (Colquitt, Scott, Rodell, Long, Zapata, Conlon, & Wesson, 2013; Colquitt & Zipay, 2015). Se entiende por justicia organizacional las percepciones que tienen los empleados¹ sobre lo que es justo en la organización para la cual trabajan (Greenberg, 1987). En las organizaciones, como en otros aspectos de la vida, las personas valoran constantemente las consecuencias que derivan de las decisiones y los procesos que se llevan a cabo en las organizaciones: ¿cuán justos han sido?, ¿cuán equitativos? En términos generales, las personas se interesan por la justicia por varias razones. Primero, porque aumenta los sentimientos individuales de autovaloración y aceptación por parte de otras personas (Lind & Tyler, 1988; Tyler, 1987). Segundo, la justicia provee control sobre las consecuencias, lo que sirve para maximizar los aspectos favorables de los resultados recibidos (Greenberg & Folger, 1983; Tyler, 1987). Por último, la justicia provee las bases para fomentar el valor y el respeto de la dignidad humana (Folger, 1998; Turillo, Folger, Lavelle, Umphress, & Gee, 2002).

En el ámbito organizacional, las percepciones de justicia se relacionan positivamente con el desempeño (e.g., Colquitt, LePine, Piccolo, Zapata & Rich, 2012), la confianza organizacional (e.g., Colquitt, Scott, Rodell, Long, Zapata, Conlon & Wesson, 2013), el compromiso organizacional (e.g., Cohen-Charash & Spector, 2001), el *engagement* y los comportamientos de ciudadanía organizacional (e.g., Rodríguez-Montalbán, Martínez-Lugo & Salanova Soria, 2014). Se relaciona negativamente con los comportamientos contraproducentes (e.g., Cohen-Charash & Spector, 2001) y con el

burnout (Moliner, Martínez-Tur, Peiró, Ramos, & Cropanzano, 2008). Estos hallazgos suponen una justificación sustancial para la medición y el desarrollo de intervenciones dirigidas a fomentar la justicia organizacional (Colquitt & Zipay, 2015).

Desde el punto de vista de la medición, existen diversas escalas de justicia organizacional en la literatura académica; sin embargo, la Escala de Justicia Organizacional Colquitt (2001) (EJOC) es quizás la más utilizada (Maharee-Lawler, Rodwell, & Noblett, 2010). Colquitt (2001) desarrolló y validó esta medida de justicia partiendo del modelo propuesto por Greenberg (1987), en el cual la justicia se compone de cuatro dimensiones: justicia distributiva, justicia procedimental, justicia informacional y justicia interpersonal.

Se han realizado diversos estudios de las propiedades psicométricas de la EJOC en su versión en inglés (Colquitt, 2001; Enoksen, 2015; Maharee-Lawler et al., 2010); sin embargo, se ha investigado muy poco sobre su versión en español (Díaz-García, Barbaranelli & Moreno-Jiménez, 2014; Omar, Oggero, Maltaneres & París, 2003). En estos estudios se ha replicado la estructura factorial argumentada por Colquitt (2001), no obstante, en otras investigaciones emerge una posible dimensión adicional denominada en inglés *procedural-voice justice* (Enoksen, 2015; Maharee-Lawler et al., 2010). Por tanto, se recomienda evaluar la dimensionalidad de la escala en muestras más representativas y en contextos particulares para desarrollar una medida con mayor aplicabilidad global (Enoksen, 2015; Maharee-Lawler et al., 2010; Díaz-García et al., 2014).

El objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas de la EJOC en una muestra de personas trabajadoras en Puerto Rico. Para cumplir con este objetivo, utilizamos la versión en español de la Escala de Justicia Organizacional de Colquitt (2001) traducida por Omar et al. (2003). La EJOC

¹ Para facilitar la lectura, los autores han optado por hacer uso del género masculino para referirse a personas de ambos géneros (masculino y femenino).

mide las percepciones que tienen las personas trabajadoras sobre lo que es justo en su organización (procedimientos, distribución de recompensas, trato interpersonal con supervisores y flujo de la información por parte de supervisores hacia los empleados).

Justicia Organizacional

La justicia organizacional se define como las percepciones que tienen los empleados sobre lo que es justo en la organización para la cual trabajan (Greenberg, 1987). Las percepciones de justicia son cogniciones que se generan a partir de una valoración de eventos, situaciones y/o conductas que se manifiestan en el entorno organizacional. Estas cogniciones se elaboran a partir de la evaluación del individuo sobre lo que recibe por parte de la organización como resultado de sus esfuerzos (*justicia distributiva*), así como cuán justos son los procesos de adjudicación de las recompensas que se reciben de la organización (*justicia procedimental*). Del mismo modo, las personas desarrollan cogniciones a partir de la evaluación sobre la calidad de la interacción con sus supervisores (*justicia interaccional*), donde juegan un papel clave dos elementos: la calidad del trato, entendiéndose la dignidad y el respeto que recibe por parte de su supervisor, así como la claridad de la información que recibe por parte de éste (*justicia informacional*). Estas cogniciones son predictores de diversas actitudes y conductas de los empleados en la organización (Colquitt, 2001; Colquitt et al., 2013).

Mediante el estudio de las percepciones de justicia organizacional, se han identificado por lo menos cuatro dimensiones de la misma. De acuerdo a Colquitt (2001) las cuatro dimensiones de la justicia organizacional son: la justicia distributiva, la justicia procedimental, la justicia interpersonal y la justicia informacional.

La justicia distributiva se refiere a un juicio mediante el cual se valora cuán apropiadas y justas son las recompensas repartidas entre los miembros de la organización (Greenberg, 1987). Las recompensas son aquellos aspectos tangibles que reciben los empleados, como por ejemplo, premios, promociones, bonificaciones, entre otros. La justicia distributiva incluye aspectos como la equidad (recompensar a los empleados de acuerdo a sus contribuciones), la igualdad (proveer a cada empleado las mismas compensaciones), y la necesidad (proveer unos beneficios basándose en los requerimientos personales del individuo). La teoría de la equidad de Adams (1966) ofrece una base teórica para el estudio de la justicia distributiva cimentada en la idea de que en las relaciones de intercambio bidireccionales cada una de las partes proporciona algo a la otra parte esperando una compensación (Folger & Cropanzano, 1998).

La justicia procedimental, por su parte, se refiere a cuán justos son los procesos dirigidos a la distribución de las recompensas dentro de la organización (Thibaut & Walker, 1975). Estos procesos incluyen aquellas prácticas organizacionales desarrolladas por la organización para determinar cómo los empleados obtienen las recompensas. Entre los componentes de la justicia procedimental se encuentran: la consistencia (todos son tratados de la misma forma), la falta de sesgo (ninguna persona o grupo es excluido por discriminación o por maltrato), la precisión (las decisiones están basadas en información precisa), la representación de las partes (las partes involucradas pueden dar su insumo en la decisión), la corrección (existen procesos de apelación u otros mecanismos para solucionar cualquier equivocación), y la ética (las normas de conducta profesional no se han violado) (Leventhal, 1980).

La justicia interaccional, por otro lado, se refiere a la calidad del trato interpersonal y a las explicaciones que reciben los empleados (Bies & Moag, 1986). La justicia interaccional representa el lado más humano de las prácticas organizacionales, al enfocarse en la importancia del trato cuando se llevan a cabo los procedimientos (Tyler & Bies, 1990). Esta dimensión de la justicia está compuesta por dos sub-dimensiones que conforman las cuatro dimensiones de la justicia organizacional: la justicia interpersonal y la justicia informacional. La justicia interpersonal se refiere al trato a los empleados por parte de los supervisores, el cual es digno, cortés y con respeto. Mientras que la justicia informacional se refiere a los procesos de compartir información relevante con los miembros de la organización.

Medición de la Justicia Organizacional

La Escala de Justicia de Colquitt (EJOC) (Colquitt, 2001) es quizás el instrumento de justicia más utilizado, aunque no es el único disponible (ver Aquino, 1995; Konovsky, Folger & Cropanzano, 1987; Moliner, Martínez-Tur & Carbonell, 2003; Price & Muller, 1986). La EJOC se desarrolló para investigar las dimensiones de la justicia organizacional según el modelo de Greenberg (1987) y validar una nueva medida de justicia. Los ítems se desarrollaron basándose en la literatura sobre justicia organizacional. En el proceso de establecer la estructura factorial se examinaron varios modelos competitivos para corroborar las dimensiones del instrumento. La escala consta de 20 ítems distribuidos en las cuatro dimensiones: justicia procedimental (7 ítems), justicia distributiva (4 ítems), justicia interpersonal (4 ítems) y justicia informacional (5 ítems).

El estudio original de las propiedades psicométricas de esta escala (Colquitt, 2001) se realizó con dos muestras diferentes: una de estudiantes universitarios ($n=301$) y otra de trabajadores ($n=337$). En ambas muestras el modelo que mostró mejor ajuste

fue el de cuatro factores y la confiabilidad de las sub-escalas fue buena (superior al .70) (Colquitt, 2001). En un estudio reciente con trabajadores del sector de salud pública en Noruega, el análisis confirmatorio de factores mostró que el modelo con mejor ajuste es el de cuatro factores (Enoksen, 2015).

La versión de la escala traducida en otros idiomas también presenta propiedades psicométricas que son consistentes con estudios previos. Shibaoka, Takada, Watanabe, Kojima Kakinuma, Tanaka y Kawakami (2010) tradujeron y validaron la EJOC al japonés y encontraron que los datos se ajustaban mejor al modelo de cuatro factores, asimismo la confiabilidad de las sub-escalas (alfa de Cronbach y prueba-reprueba) fueron superiores a .90. La escala también se tradujo al español. Omar et al. (2003) realizaron un estudio con trabajadores en Argentina donde reprodujo la estructura factorial de cuatro dimensiones. Todas las sub-escalas obtuvieron índices de confiabilidad (alfa de Cronbach) superiores a .80. Recientemente, Díaz-García et al. (2014) realizaron la validación de la EJOC en español con una muestra de 460 trabajadores españoles del sector de servicio. El análisis confirmatorio de factores mostró un mejor ajuste de los datos con el modelo de cuatro factores, lo que es consistente con otros estudios (Colquitt, 2001; Enoksen, 2015; Shibaoka et al., 2010). Los índices de confiabilidad alfa de Cronbach de las sub-escalas fueron superiores a .88. Para examinar la validez concurrente del instrumento se utilizaron escalas para medir incivilidad y satisfacción laboral. Todas las sub-escalas de justicia organizacional se relacionaron positivamente con la satisfacción laboral y negativamente con la incivilidad.

El objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas de la EJOC de Colquitt (2001) traducida por Omar et al. (2003) en una muestra de personas trabajadoras en Puerto Rico. En particular, se examina la validez discriminante mediante

el análisis de varianza media extraída y la validez concurrente utilizando el engagement en el trabajo como variable de criterio. Investigaciones previas siguieron que las percepciones de justicia se relacionan con aspectos motivacionales y de bienestar como el engagement en el trabajo (Moliner et al., 2008; Rodríguez-Montalbán et al., 2014a). Por último, se examinan los índices de confiabilidad de las sub-escalas de la EJOC.

MÉTODO

Participantes

Realizamos un estudio transversal con personas trabajadoras de diversos sectores en Puerto Rico. La muestra estuvo compuesta por 387 participantes, sin embargo, excluimos 4 participantes por no haber contestado todos los ítems de la EJOC. La muestra final está compuesta por 383 participantes. Como criterio de inclusión para esta investigación, los participantes tenían que ser mayores de 21 años y estar trabajando al momento de realizar el estudio. La muestra está compuesta mayoritariamente por mujeres (62.4%). La mayoría de las personas participantes estaban empleadas en el sector privado (78.6%). Las edades de los mismos oscilan entre 21 y 65 años ($M = 36.51$, $DE = 10.94$).

Para realizar esta investigación contamos con la aprobación del comité de revisión institucional de la Universidad Carlos Albizu de San Juan. El muestreo de este estudio fue por disponibilidad. Se invitó a las personas a participar del estudio completando los cuestionarios del estudio. En todo momento garantizamos la participación voluntaria, el anonimato y el derecho a abandonar el estudio cuando lo consideraran necesario, sin recibir ningún tipo de penalización.

Instrumentos

Para realizar la investigación la investigación utilizamos los siguientes instrumentos:

Hoja de datos demográficos.

Con la hoja de datos demográficos solicitamos información referente al género, edad, preparación académica, estado civil, número de años trabajando, tipo de organización donde trabaja, tipo de industria para la cual trabaja, si realiza tareas de supervisión y tipo de contrato que tiene con la organización.

Escala de Justicia Organizacional de Colquitt (2001) (EJOC) en español traducida por Omar et al. (2003).

Este instrumento consta de 20 ítems con cinco anclajes que van desde *nunca* (1) a *siempre* (5). Los ítems corresponden a las cuatro dimensiones de justicia organizacional propuestas por Colquitt (2001). En el estudio de Omar et al. (2003) los índices de confiabilidad alfa de Cronbach para cada una de las sub-escalas fueron los siguientes: justicia procedimental ($\alpha = .84$), justicia distributiva ($\alpha = .87$), justicia interpersonal ($\alpha = .83$) y justicia informacional ($\alpha = .88$).

Escala de Utrecht de Engagement en el Trabajo (UWES-9) versión en español (Schaufeli, Bakker, & Salanova, 2006).

Este es un instrumento que consta de 9 ítems con siete anclajes que van desde *nunca* (0) a *siempre* (6). Los ítems corresponden a las tres dimensiones de engagement en el trabajo propuestas por Schaufeli, et al. (2006). Con los datos de la presente investigación se encontraron los siguientes índices de consistencia interna: tres ítems de vigor ($\alpha = .87$), tres ítems de dedicación ($\alpha = .89$) y tres ítems de absorción ($\alpha = .78$). Este instrumento fue validado en el contexto puertorriqueño por Rodríguez-Montalbán, Sánchez-Cardona y Martínez-Lugo (2014b). Siguiendo las recomendaciones de varios autores (Rodríguez Montalbán et al., 2014b; Schaufeli et al., 2006; Sonnetang, 2003) utilizamos una puntuación global de engagement debido a las altas correlaciones que presentan las dimensiones del UWES-9.

Con los datos del presente estudio la UWES-9 obtuvo un índice alfa de Cronbach de .93.

Procedimiento para los análisis de datos

Para el análisis de los datos utilizamos el programa SPSS versión 22. Analizamos todas las medidas del estudio a partir de las percepciones individuales de cada persona sobre las dimensiones del constructo de justicia organizacional, así como del engagement en el trabajo.

Para cumplir con el objetivo del estudio, realizamos análisis descriptivos (medias y desviaciones típicas), análisis de distribución de los datos (curtosis, asimetría, Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk), análisis de factores confirmatorio, análisis confiabilidad alfa de Cronbach y fiabilidad compuesta, correlaciones y análisis de regresión múltiple. Para el análisis de factores confirmatorio utilizamos el programa AMOS versión 22 (Arbuckle, 2013) con el método de estimación de máxima verosimilitud (Jöreskog, 1969), el programa STATA V. 14 para realizar los análisis de normalidad multivariante, el programa R para realizar las correcciones de Satorra y Bentler para los estadísticos de ajuste de modelos de ecuaciones estructurales con datos no-normales (Satorra & Bentler, 2001).

En los análisis solo incluimos los datos de participantes que respondieron a todos los ítems de la EJOC. Con la muestra de 383 participantes procedimos a analizar los datos para detectar posibles valores extremos (*outliers*) mediante el uso de *boxplots* con la finalidad de detectar aquellas puntuaciones que se desvían significativamente de la mediana tal como recomienda Field (2013). En nuestro estudio encontramos un total de tres casos que cumplían con el criterio de desviarse de la mediana. En estas circunstancias, decidimos seguir las recomendaciones de Aguinis, Gottfredson y Joo (2013), quienes sugieren realizar el análisis incluyendo y excluyendo los valores extremos y examinar si existen diferencias

significativas en los datos. Para ello realizamos los análisis de factores confirmatorios con y sin los valores extremos y no encontramos diferencias significativas en los datos². En este estudio solo presentamos los análisis donde incluimos los valores extremos.

Para esta investigación replicamos los análisis realizados en dos estudios de la validación de la EJOC (Colquitt, 2001; Díaz-García et al., 2014) donde se ponen a prueba cuatro modelos competitivos: un modelo de un solo factor (M1), donde todos los ítems conformaban un factor general latente de justicia organizacional; un modelo de dos factores (M2) de justicia distributiva y justicia procedimental, donde los ítems de justicia interpersonal y justicia informacional se colapsaron junto a los de justicia procedimental; un modelo de tres factores (M3) donde se pusieron a prueba tres factores latentes de justicia (distributiva, procedimental e interaccional), donde los ítems de justicia interpersonal e informacional formaban el factor de justicia interaccional propuesto por Cropanzano, Rupp, Mohler y Schminke (2001); por último, pusimos a prueba un modelo de cuatro factores de justicia organizacional (M4) compuesto por los factores de justicia: procedimental, distributiva, interpersonal e informacional (Colquitt, 2001).

Para evaluar los resultados del análisis confirmatorio de factores utilizamos varios índices de ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales tales como: Chi-Cuadrado (χ^2) y el Error Medio Cuadrático de Aproximación (*Root Mean Square Error of Approximation*, RMSEA) (Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999). Valores menores a .08 para el RMSEA indican un ajuste aceptable, mientras que valores de .05 o menos indican un buen ajuste del modelo (Browne & Cudeck, 1993). Debido a que el Chi-Cuadrado es sensitivo al tamaño de la

² Debido a la extensión de los análisis no se incluyeron los resultados donde se excluyeron los valores extremos, pero están disponibles mediante solicitud al primer autor.

muestra y por tanto aumenta la probabilidad de rechazar el modelo hipotetizado cuando el tamaño de la muestra incrementa, se recomienda tomar en cuenta los índices de ajuste relativos (Marsh, Balla, & Hau, 1996): Índice de Ajuste Normativo (*Normed Fit Index*, NFI), Índice de Ajuste Comparativo (*Comparative Fit Index*, CFI), y el Índice de Ajuste Incremental (*Incremental Fit Index*, IFI). Cuando los índices de ajuste relativos tienen superiores a .90 son indicativos de un ajuste aceptable del modelo, mientras que valores de .95 o superiores indican un buen ajuste del modelo (Hu & Bentler, 1999). Finalmente, calculamos el *Akaike Information Criterion* (AIC, Akaike, 1987) para comparar modelos competitivos no anidados; mientras menor sea el AIC, mejor es el ajuste del modelo estructural. Debido a que las puntuaciones de los ítems no seguían una distribución normal, utilizamos las correcciones de ajuste de modelos propuestas por Satorra y Bentler (2001) para los índices de Chi-Cuadrado, CFI, NFI, IFI y AIC.

Una vez analizada la estructura factorial, procedimos a hacer un análisis de discriminación de los ítems a través de la correlación-ítem-total. Aquellos ítems con inter-correlaciones entre .30 y .70 poseen buenos índices de discriminación (Kline, 2005). Seguido calculamos la confiabilidad de la escala a través del coeficiente de fiabilidad alfa de Cronbach, así como la fiabilidad compuesta (FC).

Calculamos la fiabilidad compuesta de los factores latentes como recomiendan Raykov y ShROUT (2002). La fiabilidad compuesta estima en qué medida un constructo latente que se pretende medir mediante un conjunto de indicadores observables es consistente en su medida. De acuerdo a Bagozzi y Yi (2012) la fiabilidad compuesta debe ser mayor de .70.

Procedimos a examinar la validez convergente y divergente de los factores latentes siguiendo las recomendaciones de

Fornell y Larcker (1981) a través del cálculo de la Varianza Media Extraída (VME). La VME estima el promedio de varianza media explicada por los ítems que componen la escala, y esta debe ser mayor a .50 para apoyar la validez convergente y divergente (Fornell & Larcker, 1981). Para determinar la validez discriminante de cada dimensión, las correlaciones cuadradas de dos variables (o sub-dimensiones) debe ser menor que el valor de VME.

Finalmente, para explorar la validez concurrente, las cuatro dimensiones de justicia fueron correlacionadas con la Escala de Utrecht de Engagement en el Trabajo (UWES-9) (Schaufeli, Bakker & Salanova, 2006). Se realizó un análisis de regresión considerando como predictores las cuatro dimensiones de la Escala de Justicia Organizacional de Colquitt (2001) en español y como variable dependiente el engagement en el trabajo.

RESULTADOS

Análisis de ítems

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos (medias y desviaciones estándar), análisis de fiabilidad, fiabilidad compuesta, varianza media extraída y correlaciones.

En cuanto a las propiedades de distribución de los 20 ítems de justicia organizacional, calculamos las medias y desviaciones estándar para cada ítem. Las medias de los ítems fluctuaron entre 3.68 y 4.49, así como las desviaciones estándar fluctuaron entre .84 y 1.21. En la Tabla 4 se muestra que las pruebas Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk ofrecen evidencia empírica de que los datos no siguen una distribución normal. Se utilizó el programa STATA v. 14 para realizar los análisis de normalidad multivariante *M* de Mardia, Doornik-Hansen y Henze-Zirkler. Estos tres estadísticos ponen a prueba la normalidad multivariante de los datos basándose en el

análisis de las asimetrías y curtosis de los datos para asegurar la independencia estos (Doornik & Hansen, 2008; Mardia, 1970). Los resultados muestran que no se cumple con el supuesto de normalidad multivariante de los datos: M de asimetría = 573.75, X^2 (1540) 37321.30, $p < .001$, M de curtosis = 1183.79,

X^2 (1) 460808.04, $p < .001$, *Henze-Zirkler* = 20.45, X^2 (1) 49607.08, $p < .001$, *Doornik-Hansen* = X^2 (40) 95317.06, $p < .001$. A la luz de estos resultados, se justifica la utilización de las correcciones de Satorra y Bentler (2001) para calcular el ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales.

TABLA 1.

Estadísticos de descriptivos y de distribución para los ítems de justicia organizacional

Ítem	Media	Desviación Estándar	Asimetría	Curtosis	Kolmogorov-Smirnov	Shapiro - Wilk
EJOC1	3.68	1.21	-.67	-.50	.23	.86
EJOC2	3.34	1.32	-.32	-1.02	.18	.89
EJOC3	3.33	1.19	-.24	-.75	.16	.91
EJOC4	3.88	1.06	-.78	.10	.22	.85
EJOC5	3.68	1.13	-.53	-.48	.20	.88
EJOC6	4.07	1.06	-1.00	.31	.27	.80
EJOC7	3.90	1.05	-.76	-.07	.22	.85
EJOC8	4.36	.91	-1.56	2.24	.33	.71
EJOC9	4.35	.92	-1.52	2.12	.34	.72
EJOC10	4.35	.89	-1.45	1.87	.33	.73
EJOC11	4.40	.87	-1.61	2.58	.35	.70
EJOC12	4.40	.87	-1.49	1.78	.36	.70
EJOC13	4.46	.86	-1.68	2.52	.38	.67
EJOC14	4.49	.84	-1.71	2.59	.39	.66
EJOC15	3.34	.98	-1.55	1.89	.35	.70
EJOC16	4.25	.97	-1.17	.63	.32	.76
EJOC17	4.13	1.08	-1.04	.26	.29	.78
EJOC18	4.04	1.09	-.98	.15	.26	.81
EJOC19	4.03	1.06	-.92	.09	.25	.82
EJOC20	3.95	1.13	-.85	-.17	.24	.83

Nota: Error estándar de la asimetría = .07; Error estándar de la curtosis = .14. Grados de libertad Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk = 383, todos los valores $p < .001$.

Análisis de dimensionalidad de la escala

Analizamos la estructura factorial de la EJOC mediante el análisis confirmatorio de factores con ecuaciones estructurales, con el método de estimación de máxima verosimilitud. Esto permite realizar una modelización a priori del constructo y poner a prueba el ajuste de los datos a partir de cómo la matriz de varianzas-covarianzas se ajusta a la matriz de varianzas-covarianzas reproducida por el análisis (Byrne, 2010). Cabe destacar otros estudios que han puesto a prueba la robustez del método de estimación de máxima verosimilitud con datos que no están distribuidos normalmente (Satorra, 1990,

1992; Satorra & Bentler, 2001). Estos autores concluyen que la no-normalidad de los datos no altera(n) las estimaciones de los modelos de ecuaciones estructurales, sino que lo que se altera son los errores de estimación y el ajuste global del modelo. Es por ello que Satorra y Bentler (2001) elaboraron una serie correctores de estimación para el ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales, así como para calcular los errores de estimación. En este estudio seguimos las recomendaciones de estos autores y utilizamos este acercamiento estadístico para evaluar el ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales.

Analizamos la estructura factorial siguiendo cuatro pasos. Como primer paso, procedimos a poner a prueba un modelo unifactorial (M1) donde los 20 ítems conformaron un factor latente único de justicia organizacional. Como segundo paso procedimos a poner a prueba el modelo de dos factores (M2) compuesto por los factores justicia distributiva y justicia procedimental (donde los ítems de justicia interpersonal e informacional se colapsaron junto a los de justicia procedimental). Como tercer paso se procedió a poner a prueba el modelo de tres factores propuestos por Cropanzano et al., (2001) compuesto por los factores de justicia distributiva, justicia procedimental y justicia interaccional (donde los ítems de justicia interpersonal y justicia informacional se colapsaron en un solo factor). Los modelos M1, M2 y M3 no obtuvieron buenos índices

de ajuste (véase Tabla 2). Como cuarto paso se procedió a poner a prueba el modelo de cuatro factores (M4) de justicia organizacional propuestos por Colquitt (2001) compuesto por los factores de justicia procedimental, distributiva, interpersonal e informacional (Figura 1). El análisis confirmatorio de factores demostró que el M4 posee mejor ajuste a los datos, $\chi^2 = 1340.84$ (164) $p < .001$, $RMSEA = .07$, $CFI = .95$, $NFI = .94$, $IFI = .95$, $AIC = 1432.84$, χ^2 corregido = 932.80 (164) $p < .001$, CFI corregido = .95, NFI corregido = .95, IFI corregido = .95, AIC corregido = 1344.40. Todos los índices de ajuste relativos corregidos alcanzaron el valor de .95 recomendado por diversos autores (Bagozzi & Yi, 2012; Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999; Satorra & Bentler, 2001) (véase Tabla 2).

TABLA 2.
Indicadores de ajuste para análisis confirmatorio de factores

Modelo	χ^2	χ^2_{corr}	GL	RMSEA	CFI	CFI _{corr}	NFI	NFI _{corr}	IFI	IFI _{corr}	AIC	AIC _{corr}	ΔAIC_{corr} comparado con M4	$\Delta RMSEA$ comparado con M4
M1	8433.18	5798.77	164	.20	.62	.63	.62	.44	.63	.63	8513.18	7219.58	5875.18	.13
M2	5533.08	3827.92	169	.16	.76	.76	.75	.73	.76	.76	5615.08	5535.90	4191.50	.09
M3	3576.20	2465.31	167	.13	.85	.85	.84	.77	.85	.85	3662.20	3579.30	2234.90	.06
M4	1340.84	932.80	164	.07	.95	.95	.94	.95	.95	.95	1432.84	1344.40		

Nota: M1 = Modelo unifactorial; M2 = Modelo de dos factores; M3 = Modelo de tres factores; M4 = Modelo de cuatro factores; χ^2 = chi cuadrado; χ^2_{corr} = chi cuadrado corregido; GL = grados de libertad; RMSEA = Root Mean Square Error Approximation; CFI = Comparative Fit Index; CFI_{corr} = Comparative Fit Index corregido; NFI = Normed Fit Index; NFI_{corr} = Normed Fit Index corregido; IFI = Incremental Fit Index; IFI_{corr} = Incremental Fit Index corregido; AIC = Akaike Information Criterion; ΔAIC = Incremento; $\Delta RMSEA$ = Incremento en RMSEA; Todos los estadísticos χ^2 y χ^2_{corr} son significativos $p < .001$.

Para comparar todos los modelos utilizamos el AIC corregido debido a que todos los modelos difieren en el número de parámetros libres de estimación (número de ítems y covarianzas). Schumacker y Lomax (2010) recomiendan utilizar el AIC para comparar modelos de ecuaciones estructurales cuando los valores de χ^2 son estadísticamente significativos. Teniendo en cuenta que los datos no siguen una distribución normal, utilizamos las correcciones de Satorra y Bentler (2001) para el AIC para comparar los cuatro modelos. El M4 presenta un índice menor

($AIC_{corr} = 1344.40$) que los obtenidos para los otros tres modelos. Esto es indicativo de que el M4 tiene un mejor ajuste para los datos (véase de ΔAIC_{corr} en la Tabla 2).

Análisis de fiabilidad, validez convergente y discriminante

Con el modelo final de cuatro factores de justicia organizacional, procedimos a calcular las correlaciones entre las sub-escalas, examinar la fiabilidad, fiabilidad compuesta, validez convergente y validez discriminante de la EJOC. Las correlaciones entre los factores oscilan entre .53 - .74. Mientras que

las correlaciones de las puntuaciones directas de la EJOC oscilan entre .50 y .72. Los valores alfa de Cronbach fluctuaron entre .88 y .94. La Tabla 4 resume los valores de fiabilidad compuesta para cada dimensión. La fiabilidad compuesta de las dimensiones de la escala están por encima de .70 (rango .89-.94) tal y como recomiendan Bagoazzi y Yi (2012).

Examinamos la validez convergente y discriminante de la escala siguiendo el procedimiento propuesto por Fornell y Larcker (1981). En cuanto a la validez convergente calculamos la Varianza Media Extraída (VME) la cual indica la proporción de la varianza en los ítems que es explicada por el factor latente. Los valores de VME de todos los factores estuvieron por encima de .50 de lo recomendado por Fornell y Larcker (1981) (rango .51 - .60). En cuanto a la validez discriminante, los cuatro factores no comparten una cantidad sustancial de varianza entre sí. La varianza promedio

compartida entre los factores es del .32 (rango .25 - .50). La varianza compartida entre dos factores de la escala siempre es menor a la varianza explicada por cada uno de los factores (VME), lo cual cumple con el criterio de validez discriminante propuesto por Fornell y Larcker (1981). Esto es indicativo de que cada una de las sub-escalas mide una dimensión distinta de justicia organizacional sin que exista redundancia entre las sub-escalas del instrumento.

Examinamos la capacidad de discriminación de los ítems de cada sub-escala a través del índice de correlación-ítem total. Los análisis de discriminación de los ítems oscilan entre .51 y .89, así como la varianza explicada en los ítems por los factores oscilan entre .30 y .82 (véase Tabla 3). La Tabla 3 presenta los índices de discriminación, los cuales están por encima del mínimo recomendado de .30 (Kline, 2005).

TABLA 3.

Índices de discriminación y varianza explicada de los ítems de la Escala de Justicia Organizacional de Colquitt

Ítems	Índice de discriminación	R ²
1. ¿Ud. puede expresar sus puntos de vista y sentimientos durante la aplicación de las reglas y procedimientos de toma de decisión?	.70	.54
2. ¿Ud. tiene influencia sobre los logros obtenidos por la aplicación de las reglas y procedimientos empleados?	.70	.57
3. ¿Las reglas y procedimientos de toma de decisión no son tendenciosos (arbitrarios)?	.51	.30
4. ¿Las reglas y procedimientos aplicados se basan en informaciones correctas?	.72	.56
5. ¿Ud. puede adjudicar los resultados obtenidos a la aplicación de reglas y procedimientos de toma de decisión?	.76	.60
6. ¿Las reglas y procedimientos de decisión que se aplican en su empresa se fundamentan en valores éticos y morales?	.67	.60
7. ¿Las reglas y procedimientos de toma de decisión son aplicados de manera consistente?	.69	.61
8. ¿Los resultados alcanzados por Ud. reflejan el esfuerzo que pone en su trabajo?	.84	.72
9. ¿Los resultados alcanzados por Ud. reflejan la verdadera importancia del trabajo que Ud. hace?	.87	.76
10. ¿Los resultados alcanzados por Ud. reflejan la contribución que Ud. le hace a la empresa?	.85	.74
11. ¿Los resultados alcanzados por Ud. justifican su desempeño?	.83	.70
12. ¿Lo trata con cortesía?	.86	.78
13. ¿Lo trata con dignidad?	.88	.82
14. ¿Lo trata con respeto?	.89	.82
15. ¿Evita hacer comentarios inadecuados sobre Ud.?	.72	.52
16. ¿Es franca cuando se comunica con Ud.?	.78	.63
17. ¿Le explica con claridad los procedimientos adoptados para tomar decisiones?	.86	.79
18. ¿Le proporciona explicaciones razonables sobre los procedimientos adoptados para la toma de decisiones?	.89	.81
19. ¿Se comunica con Ud. en los momentos oportunos?	.84	.73
20. ¿Le da la impresión que adapta la comunicación a las necesidades específicas de cada uno?	.83	.73

Nota: R² = Varianza explicada; Justicia Procedimental 1-7; Justicia Distributiva 8-11; Justicia Interpersonal 12-15; Justicia Informacional 16-20

Validez concurrente

Examinamos la validez concurrente de la versión en español de la EJOC mediante su relación con la Escala de Engagement en el Trabajo (UWES-9) (Schaufeli et al., 2006). En la Tabla 4 se presentan las correlaciones entre las escalas. En general, las correlaciones fueron moderadas (.44 - .48) excepto entre la justicia distributiva y engagement en el trabajo que fue .52. Debido a que las intercorrelaciones entre los factores de justicia son moderadamente altas, realizamos un análisis de regresión donde las cuatro dimensiones de justicia

organizacional predijeran la variable dependiente de engagement en el trabajo. Los resultados de este análisis se presentan en la Tabla 5. Analizamos el efecto independiente de cada dimensión de justicia organizacional sobre el engagement en el trabajo. La dimensión que tiene mayor efecto sobre el engagement en el trabajo es la justicia distributiva ($\beta = .31, p < .001$), mientras que la que tiene menor efecto es la justicia interpersonal ($\beta = .08, p = .03$). Las cuatro dimensiones de justicia organizacional explican un 35% de la varianza del engagement en el trabajo.

TABLA 4.

Medias, desviaciones estándar, alfas, fiabilidad compuesta, varianza media extraída y correlaciones (n = 383)

	M	DE	α	FC	VME	1	2	3	4
1. Justicia Procedimental	3.70	.88	.88	.89	.60		.59	.57	.68
2. Justicia Distributiva	4.36	.82	.93	.94	.60	.53		.55	.53
3. Justicia Interpersonal	4.42	.80	.93	.94	.56	.51	.53		.74
4. Justicia Informacional	4.07	.95	.94	.94	.51	.61	.50	.72	
5. Engagement en el Trabajo	4.47	1.23	.93	.91	.77	.48	.52	.44	.47

Nota: todas las correlaciones son significativas a $p < .01$; M = Media; DE = Desviación estándar; α = Alfa de Cronbach; FC = fiabilidad compuesta; VME = varianza media extraída. Los valores sobre la diagonal representan las correlaciones de entre los factores latentes, mientras que los valores debajo de la diagonal representan las correlaciones de las puntuaciones directas.

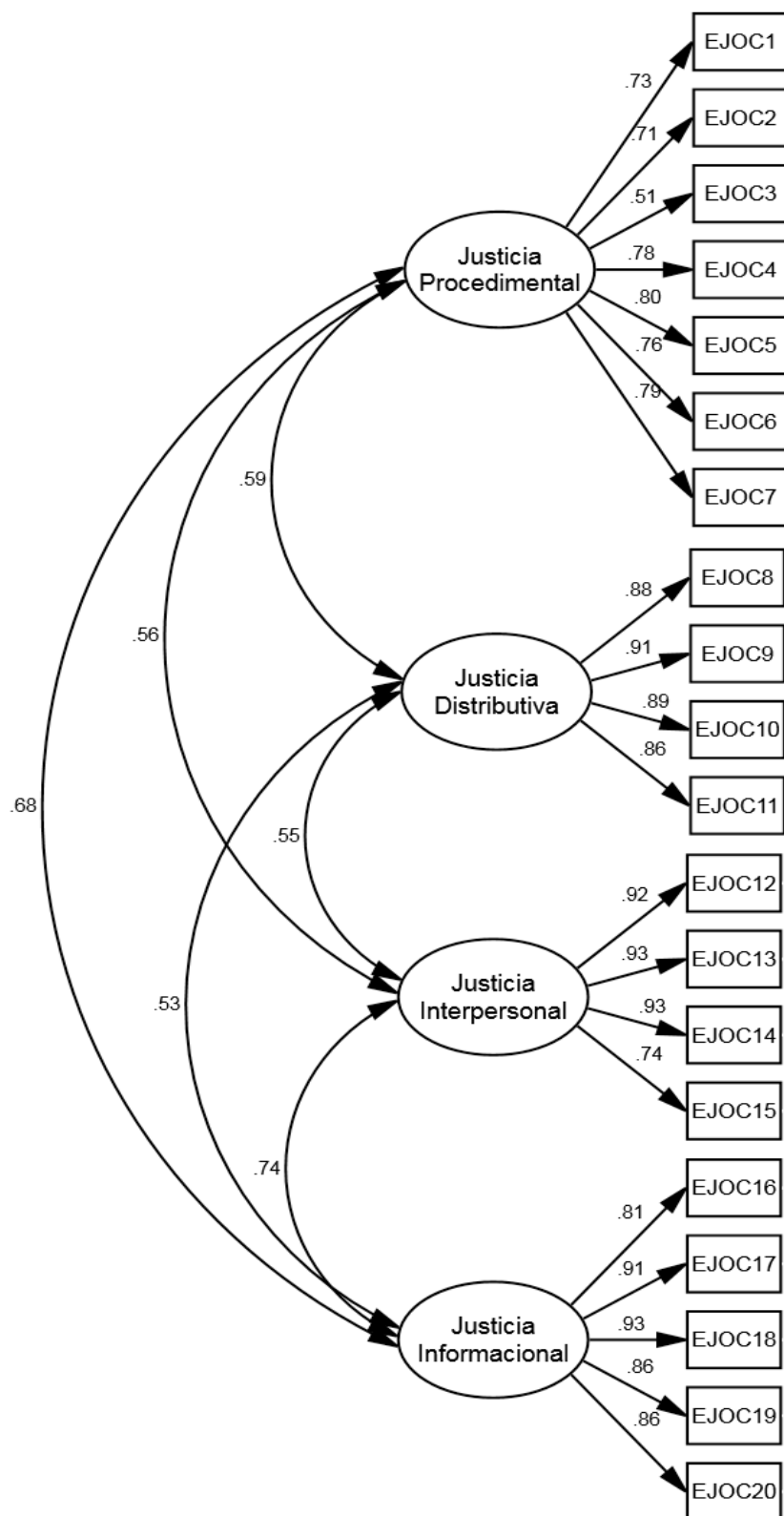
TABLA 5.

Dimensiones de justicia organizacional como predictores de engagement en el trabajo

Variable	Engagement en el trabajo				
	b	EE	B	p	IC 95%
Constante	.20	.18		.26	[-.15 - .55]
Procedimental	.25	.04	.18	.001	[.17 - .33]
Distributiva	.47	.04	.31	.001	[.38 - .55]
Interpersonal	.12	.05	.08	.03	[.01 - .22]
Informacional	.20	.05	.15	.001	[.10 - .29]
R ²	.35				
R ² ajustado	.35				
F	63.39**				

Nota: N = 383; b = Coeficiente beta no estandarizado; EE = error estándar; B = Coeficiente beta estandarizado; p = Significancia; IC = Intervalo de confianza; *** $p < .001$

FIGURA 1.
Modelo de cuatro factores (M4) de la Escala de Justicia Organizacional de Colquitt



DISCUSIÓN

El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Justicia Organizacional de Colquitt (2001) en una muestra de personas trabajadoras en Puerto Rico. A partir de los resultados obtenidos podemos concluir que la EJOC es un instrumento que cuenta con las propiedades psicométricas adecuadas para utilizarse tanto en la investigación como en la práctica profesional.

Los resultados de nuestro estudio confirman la validez de la EJOC en el contexto laboral puertorriqueño. Nuestros resultados concluyen que la estructura de cuatro factores de justicia organizacional (procedimental, distributiva, interpersonal e informacional) es la mejor solución factorial. Estos hallazgos son cónsonos con los estudios previos de las propiedades psicométricas en otros países tales como Estados Unidos, España, Noruega, Argentina, y Alemania (i.e., Colquitt, 2001; Díaz-García et al., 2014; Enoksen, 2015; Olsen, Myrseth, Eidhamar, & Hystad, 2012; Omar et al., 2003; Streicher, Jonas, Maier, Frey, Woschée, & Waßmer, 2008). Este hallazgo aporta al cuerpo de conocimiento existente sobre la estructura factorial de la EJOC, así como a la concepción de la justicia organizacional como un constructo de cuatro factores (procedimental, distributiva, interpersonal e informacional).

Debemos resaltar que las correlaciones de las dimensiones de la escala son moderadamente altas; sin embargo, a raíz del análisis de la validez discriminante de los cuatro factores, se demuestra que cada sub-escala mide un componente distinto de la justicia organizacional. Esto debido a que la Varianza Media Extraída (VME) de cada sub-escala es mayor a la varianza que pueda compartir cada una de las dimensiones entre sí. A esto se le suma que la VME de cada una de las sub-escalas es superior al .50 recomendado por Fornell y Larcker (1981). Los resultados de validez concurrente

también evidencian un efecto independiente de cada dimensión de justicia organizacional sobre el engagement en el trabajo, lo que apoya la idea que cada dimensión de justicia mide un constructo distinto. Los ítems de la escala también presentan excelentes índices de discriminación y los factores latentes tienen buena fiabilidad.

La validez concurrente se estableció con correlaciones que iban de moderadas a moderada-altas con el engagement en el trabajo. Los análisis de regresión múltiple indican que hay una relación más fuerte entre la justicia distributiva y el engagement, mientras que la relación más baja es entre la justicia interpersonal y el engagement. Esto es similar a lo encontrado en los estudios de Moliner, Martínez Tur, Ramos, Peiró y Cropanzano (2008) y Rodríguez Montalbán et al. (2014a). Cuando las personas sienten que reciben recompensas equitativas se evocan mecanismos psicológicos de activación motivacional destacados en las teorías de intercambio social de Blau (1964) y de equidad de Adams (1966). Ambas teorías señalan que cuando las personas consideran que son recompensadas de forma equitativa en una relación social, desean continuar invirtiendo recursos para mantener dicha relación. En este caso, las percepciones de equidad en la distribución de las recompensas tienden a tener un efecto de primacía sobre la vinculación psicológica (engagement) de las personas (Rodríguez-Montalbán et al., 2014).

Los resultados proveen evidencia de que la validez de constructo, discriminante y concurrente, y su fiabilidad de la EJOC son similares a los hallazgos encontrados en otros contextos laborales. Teniendo en cuenta la importancia de divulgar el conocimiento científico a nivel internacional, los hallazgos de este estudio aportan evidencia empírica sobre las propiedades psicométricas de la EJOC favoreciendo su uso en investigaciones sobre la justicia organizacional.

Fortalezas y limitaciones

Este estudio cuenta con varias fortalezas. La muestra es amplia para la realización de un análisis confirmatorio de factores, ya que obtuvimos un aproximado de 19 observaciones por cada ítem analizado, lo que excede las recomendaciones de varios expertos en cuanto al tamaño muestral para este tipo de análisis (Bentler & Chou, 1987). Sin embargo, el muestreo y selección de los participantes fue por disponibilidad, por lo que no es posible la generalización de los resultados a la población general en Puerto Rico. Es por ello que sugerimos tomar con cautela la generalización de los hallazgos derivados de este estudio.

El análisis de validez de constructo de la escala se realizó con la misma muestra con la que se evaluó su fiabilidad. Sería recomendable realizar un estudio de validez cruzada con otra muestra para poner a prueba la invarianza factorial del instrumento. Sería recomendable contar con una muestra más grande y representativa del contexto laboral puertorriqueño.

Por último, la validez y la confiabilidad de la escala son apropiadas para la realización de estudios, así como para el diagnóstico organizacional sobre las percepciones de la justicia organizacional en Puerto Rico. Entendemos que el uso de este instrumento permite estudiar las relaciones de la justicia organizacional con otros constructos actitudinales y comportamentales, lo que favorece aportar nuevo conocimiento con el fin de desarrollar intervenciones que fomenten el bienestar en los contextos laborales.

REFERENCIAS

- Adams, J. S. (1966). Inequity in social exchange. En B. Leonard (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 2, pp. 267-299). New York: Academic Press.
- Aguinis, H., Gottfredson, R. K., & Joo, H. (2013). Best-practice recommendations for defining, identifying, and handling outliers. *Organizational Research Methods*, 16(2), 270-301. doi:10.1177/1094428112470848
- Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, 317-332.
- Arbuckle, J.L. (2013). *Amos™ 22 User's Guide*. Chicago: SPSS Inc.
- Aquino, K. (1995). Relationship among pay inequity, perceptions of procedural justice and organizational citizenship. *Employee Responsibilities and Right Journal*, 8, 21-33.
- Bagozzi, R., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models, *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40, 8-34.
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987) Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16, 78-117.
- Bies R. J. & Moag J. S. (1986). Interactional justice: Communication criteria for justice. En Sheppard B. (Ed.), *Research on negotiation in organizations* (Vol. 1, pp. 43-55). Greenwich, CT: JAI Press.
- Blau, P.M. (1964). *Exchange and power in social life*. New York: Wiley.
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen, & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Psychology Press.
- Cohen-Charash, Y., & Spector, P. E. (2001). The role of justice in organizations: A meta-analysis. *Organizational Behavior*

- and Human Decision Processes, 86(2), 278–321. doi:10.1006/obhd.2001.2958
- Colquitt, J. A. (2001). On the dimensionality of organizational justice: A construct validation of a measure. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 386–400. doi:10.1037//0021-9010.86.3.386
- Colquitt, J. A., Lepine, J. A., Piccolo, R. F., Zapata, C. P., & Rich, B. L. (2012). Explaining the justice-performance relationship: trust as exchange deepener or trust as uncertainty reducer?. *The Journal of Applied Psychology*, 97(1), 1-15.
- Colquitt, J. A., Scott, B. A., Rodell, J. B., Long, D. M., Zapata, C. P., Conlon, D. E., & Wesson, M. J. (2013). Justice at the millennium, a decade later: A meta-analytic test of social exchange and affect-based perspectives. *Journal of Applied Psychology*, 98(2), 199-236.
- Colquitt, J. A., & Zipay, K. P. (2015). Justice, Fairness, and Employee Reactions. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 2(1), 75-99.
- Cropanzano, R., Rupp, D. E., Mohler, C. J. & Schminke, M. (2001). Three roads to organizational justice. En J. Ferris (Ed.). *Research in personnel and human resources management* (Vol. 20 pp. 1-113) Greenwich, CT: JAI
- Díaz-Gracia, L., Barbaranelli, C., & Jiménez, B. M. (2014). Spanish version of Colquitt's Organizational Justice Scale. *Psicothema*, 26(4), 538-544.
- Doornik, J., & Hansen, H. (2008). An Omnibus Test for Univariate and Multivariate Normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(s1), 927-939.
- Enoksen, E. (2015). Examining the dimensionality of Colquitt's Organizational Justice Scale in a public health sector context. *Psychological Reports*, 116(3), 723-37. doi: 10.2466/01.PR0.116k26w0.
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using SPSS: And sex, drugs and rock and roll* (4th Ed.). London: Sage.
- Folger R. (1998). Fairness as a moral virtue. En M. Schminke (Ed.), *Managerial ethics: Moral management of people and processes* (pp. 13–34). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Folger, R., & Cropanzano, R. (1998). *Organizational justice and human resource management*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Greenberg, J. (1987). A taxonomy of organizational justice theories. *Academy of Management Review*, 12(1), 9–22.
- Greenberg, J., & Folger, R. (1983). Procedural justice, participation, and the fair process effect in groups and organizations. En P.B. Paulus (Ed.), *Basic group processes*, (pp.235-256). New York: Springer-Verlag.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Jöreskog, K. G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183–202.
- Kline, T. J. B. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Konovsky, M., Folger, R., & Cropanzano, R. (1987). Relative effects of procedural and justriptive justice on employee attitudes. *Representative Research in Social Psychology*, 17, 15-24.
- Leventhal, G. S. (1980). What should be done with equity theory? New approaches to the study of fairness in social relationships. En K. Gergen, M. Greenberg, & R. Willis (Eds.), *Social exchange: Advances in theory and*

- research (pp. 27-55). New York: Plenum Press.
- Lind, E. A., & Tyler, T. R. (1988). *The social psychology of procedural justice*. New York: Plenum Press.
- Maharee-Lawler, S., Rodwell, J., & Noblet, A. (2010). A step toward a common measure of organizational justice. *Psychological Reports*, 106, 407-418.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & Hau, K.-T. (1996). An evaluation of incremental fit indices: A clarification of mathematical and empirical properties. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Moliner, C., Martínez Tur, V. M. & Carbonell, S. (2003). ¿Cuántas dimensiones tiene la justicia organizacional? *Revista de Psicología Social Aplicada*, 13(3), 91-106.
- Moliner, C., Martínez-Tur, V., Peiró, J. M., & Ramos, J. (2005). Linking organizational justice to burnout: are men and women different? *Psychological Reports*, 96(3), 805-816.
- Moliner, C., Martínez-Tur, V., Peiró, J. M., Ramos, J. & Cropanzano, R. (2008). Organizational justice and extra-role customer service: the mediating role of well-being at work. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 17, 327-348.
- Olsen, O. K., Myrseth, H., Eidhamar, A., & Hystad, S. W. (2012). Psychometric properties of a four-component norwegian organizational justice scale. *Psychological reports*, 110(2), 571-588.
- Omar, A., Oggero, H., Maltaneres, V., & Paris, L. (2003, marzo). *Análisis de la estructura factorial de una escala para explorar justicia organizacional*. Ponencia presentada en el Primer Congreso Marplatense de Psicología, Mar del Plata, Argentina.
- Price, J., & Muller, C. (1986). *Handbook of Organizational Measurement*. Marshfield, MA: Pittman.
- Raykov, T., & Shrout, P. E. (2002). Reliability of scales with general structure: Point and interval estimation using a structural equation modeling approach. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 195-212.
- Rodríguez Montalbán, R., Martínez Lugo, M., & Salanova Soria, M. (2014a). Justicia organizacional, engagement en el trabajo y comportamientos de ciudadanía organizacional: Una combinación ganadora. *Universitas Psychologica*, 13(3). doi:10.11144/4431
- Rodríguez Montalbán, R., Sánchez Cardona, I., & Martínez Lugo, M. (2014b). Análisis de las propiedades psicométricas de la Utrecht Work Engagement Scale en una muestra de trabajadores en Puerto Rico. *Universitas Psychologica*, 13(4). doi:10.11144/6564
- Satorra, A. (1990). Robustness issues in structural equation modeling: a review of recent developments. *Quality & Quantity*, 24, 367-386.
- Satorra, A. (1992). Asymptotic robust inferences in the analysis of mean and covariance structures. *Sociological Methodology*, 22, 249-278.
- Satorra, A. & Bentler, P.M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514.
- Schaufeli, W.B., Bakker, A.B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a brief questionnaire: A cross-national study. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 701-716.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling* (3rd Ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Shibaoka, M., Takada, M., Watanabe, M., Kojima, R., Kakinuma, M., Tanaka, K., Kawakami, N. (2010). Development and validity of the Japanese version of the organizational justice scale. *Industrial Health*, 48(1), 66-73.

- Sonnentag, S. (2003). Recovery, work engagement, and proactive behavior: A new look at the interface between nonwork and work. *Journal of Applied Psychology*, 88, 518–528.
- Streicher, B., Jonas, E., Maier, G. W., Frey, D., Woschée, R., & Waßmer, B. (2008). Test of the construct and criteria validity of a German measure of organizational justice. *European Journal of Psychological Assessment*, 24(2), 131-139.
- Thibaut, J., & Walker, L. (1975). *Procedural justice: A psychological analysis*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Turillo, C.J., Folger, R., Lavelle, J.J., Umphress, E.E., & Gee, J.O. (2002). Is virtue its own reward? Self-sacrificial decisions for the sake of fairness. *Organizational Behavior & Human Decision Processes*, 89, 839-865
- Tyler T. R. (1987). Conditions leading to value-expressive effects in judgments of procedural justice: A test of four models. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 333–344.
- Tyler, T. R., & Bies, R. J. (1990). Beyond formal procedures: The interpersonal context of procedural justice. In J. S.Carroll (Ed.), *Applied social psychology and organizational settings* (pp. 77–98). Hillsdale, NJ : Lawrence Erlbaum.