

# PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE COMPORTAMIENTOS DE CIUDADANÍA ORGANIZACIONAL DE COMPAÑEROS DE TRABAJO (ECCOCT) EN UN GRUPO DE EMPLEADOS(AS) EN PUERTO RICO

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF SCALE OF ORGANIZATIONAL CITIZENSHIP BEHAVIORS OF  
COWORKERS (ECCOCT) IN A GROUP OF EMPLOYEES IN PUERTO RICO

Recibido: 21 de Abril del 2013 | Aceptado: 17 de Junio del 2013

Ramón **Rodríguez** Montalbán<sup>1</sup>, Israel **Sánchez** Cardona<sup>2</sup>, Miguel **Martínez** Lugo<sup>3</sup>  
(UNIVERSITAT JAUME I, Castellón, España)

## RESUMEN

Las medidas existentes de comportamientos de ciudadanía organizacional (CCO) pretenden medir este constructo mediante medidas de auto-informe, lo que propicia limitaciones en la medición tales como la deseabilidad social. Una forma de superar esta limitación es a través de la evaluación de los CCO por parte de los y las compañeros(as) de trabajo. Los objetivos del estudio son elaborar y analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Compañeros de Trabajo (ECCOCT) en un grupo de empleados(as) en Puerto Rico. La muestra estuvo compuesta por 347 empleados(as) de diversos sectores laborales. Analizamos las propiedades psicométricas del ECCOCT mediante análisis confirmatorio de factores con ecuaciones estructurales y análisis de fiabilidad. Los resultados indican que la escala posee una estructura multidimensional de cinco factores. Concluimos que la ECCOCT posee las propiedades psicométricas adecuadas para su uso en el contexto organizacional puertorriqueño.

**PALABRAS CLAVE:** Comportamientos de ciudadanía organizacional, apoyo organizacional, análisis confirmatorio de factores, ecuaciones estructurales, bienestar en el trabajo.

## ABSTRACT

Existing measures of organizational citizenship behaviors (OCB) attempt to measure this construct using self-report measures, which induce measurement limitations such as social desirability. One way to overcome this limitation is through the evaluation of OCB by coworkers. The objectives of this study are to develop and to analyze the psychometric properties of the Co-workers Organizational Citizenship Behaviors Scale (COCBS) in a group of employees in Puerto Rico. The sample consisted of 347 employees of various industrial sectors. We analyze the psychometric properties of the COCBS with confirmatory factor analysis using structural equation modeling and reliability analysis. The results indicate that the scale fits better to a multidimensional model of five factors. We conclude that the COCBS has adequate psychometric properties for its use in the Puerto Rican organizational context.

**KEY WORDS:** Organizational citizenship behaviors, organizational support, confirmatory factor analysis, structural equation modeling, and well-being at work.

1. Personal docente investigador del Departamento de Psicología Social de la Universitat Jaume I. 2. Afiliado a la Universitat Jaume I, Castellón, España. 3. Afiliado a la Universidad Carlos Albizu, San Juan, Puerto Rico. Correspondencia: Dirección de correos Universitat Jaume I, Departamento de Psicología Social, avenida Vicente Sos Baynat s/n, Castellón de la Plana, España, 12071. E-mail: ramon.rodriguez@uji.es o rrodriguezmontalban@gmail.com.

AGRADECIMIENTO: Queremos agradecer la ayuda en el proceso de recopilación de datos al grupo de estudiantes de investigación de la Universidad Carlos Albizu de San Juan compuesto por Lorraine Negroni, Diego Vázquez, Ricardo Guerra y Zoryleen Llanos. Así como también a dos revisores(as) anónimos que con sus valiosos comentarios ayudaron a mejorar la versión final de nuestro artículo.

Hoy más que nunca, las organizaciones necesitan de una fuerza laboral comprometida con las metas organizacionales para poder hacer frente a este período de crisis. En los últimos años, el panorama económico global está caracterizado por la inestabilidad financiera, cambios constantes y demandas económicas que ponen a las organizaciones en constante desafío para afrontar los cambios y las demandas contextuales. Para sobrevivir y salir fortalecidas de estos momentos críticos los equipos de trabajo y las organizaciones requieren de prácticas organizacionales y recursos sociales que favorezcan la continuidad de las organizaciones (Salanova, Llorens, Cifre & Martínez, 2012). Para ello es preciso contar con espacios de trabajo donde se fomente la camaradería, la colaboración y el apoyo entre las personas (Torrente, Salanova, Llorens & Schaufeli, 2012). Los comportamientos de ciudadanía organizacional representan algunas de estas conductas que fomentan el buen clima en las organizaciones.

Los comportamientos de ciudadanía organizacional (CCO) se definen como “aquel comportamiento individual que es discrecional, no reconocido directa o explícitamente por el sistema formal de recompensas y que promueve el funcionamiento efectivo de la organización” (Organ, 1988, p.4). Estos comportamientos discrecionales no son un requisito explícito del puesto de trabajo y no conllevan recompensas derivadas del sistema de recompensas formales de la organización (Organ, Podsakoff & MacKenzie, 2006). Los CCO involucran un alto grado de opción personal, de modo que la persona no resulta castigada si decide no demostrar dichos comportamientos. Tal y como señala Organ (1997), los CCO tienen la función de apoyar el ambiente social y psicológico en el cual se lleva a cabo el desempeño de las tareas.

Organ (1997) conceptuó este constructo en cinco dimensiones: *altruismo*, *concienciación*, *deportividad*, *cortesía* y *virtud cívica*. La primera dimensión, el altruismo, incluye a aquellos comportamientos espontáneos dirigidos a ayudar a otras personas con sus tareas o con algún problema relacionado con la organización. Por su parte, la concienciación, conlleva asistir al trabajo y cumplir con las reglas y los procedimientos de la organización. La tercera dimensión, la deportividad, implica la disposición de las personas a tolerar condiciones de trabajo indeseables sin quejarse de éstas. En cuarto lugar está la cortesía conlleva consultar con otras personas antes de tomar decisiones que puedan afectar su trabajo. Por último, la virtud cívica incluye todas aquellas acciones que indican que las personas participan, involucran y se preocupan por la vida de la organización.

Los CCO han demostrado correlacionar de manera positiva con variables asociadas a resultados organizacionales importantes. Organ et al. (2006) indican que los CCO inciden en la cantidad y calidad de la productividad grupal, la satisfacción del cliente, la eficiencia operacional, el volumen de ventas y las ganancias, entre otros.

Existen otros constructos muy similares a los CCO, tales como el *desempeño contextual*, *conductas organizacionales pro-sociales* y la *conducta extra-rol* (Podsakoff, MacKenzie, Paine & Bachrach, 2000; Spitzmuller, Van Dyne & Ilies, 2008). Borman y Motowidlo (1993) definen el desempeño contextual como conductas organizacionales no relacionadas a la tarea, que contribuyen a los aspectos psicológicos y sociales de la organización. A diferencia de los CCO, el desempeño contextual está formado por las dimensiones de: persistencia en el entusiasmo, ayudar a otros, adhesión a las reglas y procedimientos de la organización y defender abiertamente los objetivos de la organización. Usualmente, las organizaciones, a través de sus políticas de

retribución, recompensan formalmente el desempeño contextual. En el caso de los CCO, el “dar la milla extra por la organización” no se recompensan formalmente a través de procedimientos formales en la organización.

Por otro lado, Brief y Motowidlo (1986) definen las conductas organizacionales pro-sociales como aquellas conductas: a) realizadas por una persona de una organización; b) dirigidas hacia un individuo, grupo u organización donde la persona interactúa mientras realiza sus roles organizacionales; y, c) realizados con la intención de promover el bienestar, tanto a nivel individual, grupal u organizacional. A diferencia de los CCO, las conductas organizacionales pro-sociales son más amplias y pueden incluir otros aspectos que no están contemplados dentro de las dimensiones que sugiere Organ (1997). Por ejemplo, una persona puede proveer ayuda económica a un compañero de trabajo para pagar alguna deuda y esto puede considerarse una conducta pro-social. Sin embargo, este tipo de conducta no representa CCO, debido a que éstas están dirigidas a ayudar a las personas en aspectos relacionados al trabajo, mientras que las conductas pro-sociales van más allá del entorno del trabajo o la organización.

En cuanto a las conductas extra-rol, Van Dyne, Cummings y Mclean Parks (1995) las definen como aquellas conductas que benefician la organización y/o tienen la intención de beneficiar la organización. Las mismas son discrecionales y van más allá de las expectativas existentes del rol definidas en el perfil del puesto. A diferencia de los CCO, las conductas extra-rol van dirigidas a beneficiar la organización, más allá de beneficiar a los compañeros y compañeras de trabajo.

Los CCO como una fuente de apoyo organizacional

Es importante destacar el papel que

desempeñan los CCO en la vida organizacional. Por ejemplo, una persona que comienza a trabajar en una organización puede sentir estrés durante sus primeros días de familiarización con la vida y convivencia en su nuevo lugar de trabajo (Saks & Ashforth, 1997). Sin embargo, cuando existen compañeros y compañeras de trabajo que pueden brindar apoyo sobre cómo realizar tareas (apoyo informacional) o ayuda ante situaciones difíciles (apoyo relacional), es posible aminorar los efectos de estrés en el trabajo (Langford, Bowsher, Maloney & Lillis, 1997) y aumentar la satisfacción laboral, no sólo quien recibe la ayuda, sino de quien realiza los CCO (Mohammad, Habib & Alias, 2011; Park & Van Dyne, 2006). Este tipo de apoyo permite generar recursos sociales para hacer frente a las demandas y/o exigencias para cumplir determinadas metas, así como para aminorar los riesgos psicosociales en el entorno de trabajo (González-Romá, Peiró & Tordera, 2002).

Las relaciones interpersonales con los compañeros y compañeras, así como con los y las líderes en el contexto de trabajo son un factor imprescindible para los comportamientos de ciudadanía organizacional (Kamdar & Van Dyne, 2007; Ng & Van Dyne, 2005; Podsakoff et al., 2000). La teoría de intercambio social (Blau, 1964) nos provee una fundamentación teórica sobre los mecanismos psicosociales para explicar por qué las personas manifiestan conductas de apoyo en forma de CCO. Las personas establecen relaciones y las conductas que emanan de esta relacionalidad pueden fundamentarse en una evaluación cognitiva del coste-beneficio y el valor que tiene dicha relación para la persona que manifiesta las conductas de apoyo. Para la persona que brinda el apoyo, el resultado deseado puede ser el mantener a largo plazo una relación con quien recibe el apoyo (que puede ser una persona, grupo u organización). Por ejemplo, Elstad, Christophersen y Turmo (2013) encontraron en un estudio con

profesores y profesoras que la confianza con las personas en los puestos de liderazgo y la percepción de intercambio social tienen un efecto positivo en los CCO de los profesores y profesoras.

Al mismo tiempo, los CCO pueden tener consecuencias positivas en las relaciones interpersonales e intergrupales (Penner, Dovidio, Piliavin & Schroeder, 2005; Spitzmuller, Van Dyne & Ilies, 2008). Penner et al. (2005) señalan por ejemplo que los comportamientos pro sociales inciden en la reconciliación, en el perdón y en el mantenimiento de la cooperación en el grupo.

#### Medidas de los CCO

Por lo general, las medidas disponibles para medir los CCO tienden a ser medidas de auto-informe en forma de cuestionarios (Cropanzano, Rupp & Byrne, 2003; Konovsky & Organ, 1996; Lievens & Ansel, 2004; Rosario & Rovira, 2004; Williams & Anderson, 1991) o del tipo lista de cotejo (Spector & Fox, 2002). Específicamente en Puerto Rico, conocemos dos instrumentos de CCO desarrollados y validados en nuestro contexto laboral puertorriqueño. El primero es la Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Rosario y Rovira (2004) y la Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Martínez Lugo, Miranda, Donate, Benítez, Santiago, Clavel y Pagán (2004). Estos instrumentos auto-administrados tienen como punto de referente al propio individuo, de modo que su objetivo primario es examinar en qué medida las personas manifiestan los CCO hacia otros.

Una de las desventajas de estos instrumentos de auto-informe de CCO es que pueden estar influenciados por el sesgo de deseabilidad social (véase Moorman & Podsakoff, 1992). Las personas pueden responder a estos instrumentos pensando en lo que es socialmente aceptable. Sin

embargo, otra forma de medir los CCO en un contexto es de forma indirecta, donde la persona responde sobre las conductas de ayuda o apoyo que percibe son presentadas por sus compañeros y compañeras de trabajo en forma de CCO. Esto permite crear una variable compuesta de percepciones de CCO en un grupo de trabajo. Para ello es preciso contar con un instrumento donde el referente sean las formas de apoyo en forma de CCO de los compañeros y compañeras de trabajo en vez de medidas donde la persona tenga que informar si ha realizado alguna de estas conductas.

Este estudio cuenta con dos objetivos: 1) Elaborar una Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Compañeros de Trabajo (ECCOCT) a partir de las dimensiones de CCO propuestas por Organ (1997); 2) Analizar las propiedades psicométricas de la ECCOCT en un grupo de personas trabajadoras en Puerto Rico. Para cumplir con estos objetivos elaboramos una escala que midiera las percepciones individuales de las personas trabajadoras sobre los CCO por parte de los compañeros y compañeras de trabajo. Para ello realizamos una adaptación de la Escala Breve de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Martínez et al. (2004) de 25 ítems y cambiamos el referente de los ítems hacia los compañeros y compañeras de trabajo. Realizamos este procedimiento con una doble intención. Primero, poder medir de forma indirecta las manifestaciones de CCO por parte de personas empleadas en un determinado contexto. Segundo, poder operacionalizar y medir los CCO como fuente de apoyo dentro de la organización.

Esto presenta varias ventajas, si un investigador y/o investigadora desea realizar un estudio sobre los CCO en un grupo de trabajo, puede administrar la ECCOCT y medir las manifestaciones de este tipo de conducta en el grupo mediante la agregación de las puntuaciones obtenidas

en la escala. Los modelos de composición describen cómo un constructo a un nivel de análisis (e.g., nivel individual) se relaciona con el mismo constructo a un nivel diferente (e.g., nivel grupal), por tanto puede representar el método necesario para componer constructos de nivel grupal a partir de datos individuales (Chan, 1998; Van Mierlo, Vermut & Rutte, 2009). Los modelos de consenso directo y de cambio de referente especificados por Chan (1998) en su tipología de diferentes modelos de composición son quizás los más comunes en la investigación organizacional.

Los modelos de consenso directo se basan en el consenso intra-grupo de las puntuaciones de nivel inferior (individual) para generar los constructos de nivel superior (grupal) (Chan, 1998). Estos tipos de modelos de composición requieren que el constructo de interés esté claramente definido a ambos niveles y que exista acuerdo intra-grupos para poder justificar la agregación de puntuaciones individuales en un constructo grupal que sea válido y fiable (Chan, 1998; Van Mierlo et al., 2009). Los modelos de composición basados en el cambio de referente, incluyen los pasos anteriores, con la diferencia de que antes de generar el constructo de nivel superior (grupal), se cambia el referente individual por uno grupal. Por ejemplo, si el interés es medir conductas como el altruismo un grupo, en vez de preguntarle a cada miembro si ha realizado esta conducta hacia los demás miembros, se puede optar por preguntarle a cada miembro si los y las integrantes de su grupo de trabajo realizan conductas altruistas. De esta forma desarrollamos un constructo basado en la composición donde el referente pasa de ser de nivel individual a nivel grupal.

Para establecer la agregación de los datos es necesario contar con sustentación teórica y empírica que justifique dicha agregación (Kline, Dansereau & Hall, 1994). Resulta común que las investigaciones presenten dos conjuntos de enfoques para

asegurar la agregación de datos en diversos modelos de composición (LeBreton y Senter, 2008). Por un lado, el enfoque de consistencia y por el otro los enfoques de acuerdo intragrupo. Entre los primeros encontramos los coeficientes de correlación intraclase que expresan la consistencia en las repuestas de los miembros de un mismo grupo comparado con las respuestas de otros grupos diferentes, y por tanto son coeficientes de confiabilidad (Bliese, 2000; González-Romá et al., 2002; Van Mierlo et al., 2009).

Entre los índices para examinar el acuerdo intragrupo que justifique la agregación encontramos el *Average Deviation Index (AD)* (Burke & Dunlap, 2002) y el  $r_{wg}$  para ítems múltiples (James, Demaree, y Wolf, 1984). Estos indicadores proveen evidencia para examinar en qué medida los miembros de los grupos proveen evaluaciones similares o idénticas del fenómeno de interés, o dicho de otro modo, evalúan el acuerdo entre jueces que permite examinar el grado de acuerdo o consenso sobre un constructo en un grupo (González-Romá et al., 2002; LeBreton & Senter, 2008). Aunque no es nuestra intención entrar en detalles sobre aspectos de investigación multinivel, resulta importante clarificar estas nociones básicas que pueden ser de interés para utilizar el ECCOCT a diversos niveles.

Por otro lado, el ECCOCT también permite medir las percepciones individuales de apoyo en forma de CCO por parte de los compañeros y compañeras de trabajo. Si un investigador o investigadora desea estudiar la relación entre el apoyo que una persona que percibe que recibe de sus compañeros y compañeras de trabajo en forma de CCO puede utilizar las puntuaciones individuales de la ECCOCT como una medida de apoyo. Esta flexibilidad que ofrece la ECCOCT también puede resultar útil para el diagnóstico organizacional. Existe evidencia que el poder contar con fuentes de apoyo social e

instrumental ayuda a generar espacios de trabajo saludables y a mejorar el funcionamiento organizacional (Salanova, Llorens, Cifre & Martínez, 2012).

## MÉTODO

### Participantes

Realizamos un estudio transversal con trabajadores y trabajadoras de diversos sectores en Puerto Rico. La muestra original estaba compuesta por 357 participantes, pero excluimos 10 participantes por no haber contestado todos los ítems de la escala original. La muestra final está compuesta por 347 participantes. Como criterio de inclusión para esta investigación, los y las 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%). Del mismo modo la mayoría de las personas participantes estaban empleadas en el sector privado (74.5%). Las edades de los y las participantes oscilan entre 21 y 77 años ( $M = 36.99$ ,  $DT = 10.43$ ).

Para realizar esta investigación contamos con la aprobación del comité de revisión institucional de la Universidad Carlos Albizu de San Juan. La muestra de este estudio fue una por disponibilidad. Contamos con la colaboración de cuatro estudiantes graduados de psicología para la recopilación de los datos y en el reclutamiento de los y las participantes. Estos estudiantes contactaron personalmente a las personas para participar en el estudio. En todo momento garantizamos a quienes participaron en el estudio su voluntariedad, 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 cuestionarios:

- **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, número de horas trabajadas a la semana, si realiza tareas de supervisión y tipo de contrato que tiene con la organización.
- **Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Compañeros de Trabajo (ECCOCT).** Este es un instrumento que en su versión original consta de 25 ítem con seis anclajes que van desde *totalmente en desacuerdo* (1) a *totalmente de acuerdo* (6). Los ítems correspondían a las cinco dimensiones que representan las formas de CCO propuestas por Organ (1997) (cinco ítems por cada dimensión). Esta escala de 25 ítems presentó los siguientes coeficientes de confiabilidad para cada una de las sub-escalas: altruismo compañeros(as) ( $\alpha = .83$ ), concienciación compañeros(as) ( $\alpha = .88$ ), virtud cívica compañeros(as) ( $\alpha = .85$ ), deportividad compañeros(as) ( $\alpha = .83$ ) y cortesía compañeros(as) ( $\alpha = .76$ ).

## Procedimiento para los análisis de datos

Al finalizar la recogida de datos, procedimos a vaciar los datos en una plantilla del programa SPSS versión 21. Analizamos todas las medidas del estudio a partir de las percepciones individuales de cada persona sobre cada uno de los constructos.

Para cumplir con el objetivo 2 del estudio, realizamos análisis descriptivos (medias y desviaciones típicas), análisis de distribución de los datos (curtosis, asimetría, Kolmogorov-Smirnov, Shapiro-Wilk), análisis de factores, análisis fiabilidad y correlaciones. Para el análisis de factores confirmatorio utilizamos el programa AMOS 21 (Arbuckle, 2011) con el método de estimación de máxima verosimilitud (Jöreskog, 1969) y 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 del cuestionario. Con esta muestra final procedimos a analizar los datos para detectar posibles valores extremos (*outliers*). Los valores extremos “son los puntos de datos que se desvían considerablemente de los demás” (Aguinis, Gottfredson & Joo, 2013). Para ello utilizamos el análisis de *boxplot* para detectar puntuaciones extremas que se distancian significativamente de la mediana, las cuales pueden influenciar y alterar los resultados (Field, 2013). En nuestros datos encontramos seis casos con valores extremos. De acuerdo con Aguinis et al. (2013) lo más recomendable es realizar el análisis incluyendo y excluyendo los valores extremos y examinar si existen diferencias significativas en los datos. Realizamos todos los análisis siguiendo estas recomendaciones y no encontramos

diferencias significativas en los datos<sup>1</sup>. En este artículo presentamos los análisis donde incluimos los valores extremos.

Analizamos dos modelos competitivos de ecuaciones estructurales: un modelo de un solo factor, donde todos los ítems cargaban a un factor latente, y un modelo de cinco factores, siguiendo las dimensiones elaboradas por Organ (1997). Posteriormente, y tomando en consideración las recomendaciones de Byrne (2010) a fin de evitar la redundancia entre los parámetros de estimación y obtener un modelo más parsimonioso, decidimos examinar los coeficientes de regresión de cada ítem en su respectiva dimensión para retener los tres ítems con mayores coeficientes de regresión. De esta forma redujimos la escala a 15 ítems para elaborar y evaluar un tercer modelo de cinco factores con tres ítems para cada dimensión.

Para evaluar los resultados del análisis confirmatorio de factores utilizamos varios índices de ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales (Byrne, 2010; Hu & Bentler, 1999). En este estudio utilizamos índices de ajuste absolutos como el Chi-Cuadrado ( $\chi^2$ ) y el Error Medio Cuadrático de Aproximación (*Root Mean Square Error of Approximation*, RMSEA). Valores menores que .08 para el error medio cuadrático de aproximación (RMSEA) son indicativos de un ajuste aceptable, mientras que valores de .05 o menos indican un buen ajuste del modelo (Browne & Cudeck, 1993). Dado que algunos de estos indicadores, como el Chi-Cuadrado, son sensibles al tamaño de la muestra y por tanto aumentan la probabilidad de rechazar el modelo hipotetizado cuando el tamaño de la muestra incrementa, es recomendable tomar en consideración los índices de ajuste relativos (Marsh, Balla, & Hau, 1996): Índice de Ajuste Normativo (*Normed Fit Index*,

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

NFI), Índice de Ajuste Comparativo (*Comparative Fit Index*, CFI), y el Índice de Ajuste Incremental (*Incremental Fit Index*, IFI). En cuanto a los índices de ajuste relativos, valores superiores a .90 son indicativos de un ajuste aceptable del modelo, mientras que valores de .95 o superiores son representativos de un buen ajuste (Hu & Bentler, 1999). Finalmente, calculamos el *Akaike Information Criterion* (AIC, Akaike, 1987) para comparar modelos competitivos no anidados; a menor el valor del AIC, mejor es el ajuste del modelo estructural. Considerando la no-normalidad de los datos, utilizamos las correcciones de ajuste de modelos propuestas por Satorra y Bentler (2001) para los índices de chi-cuadrado, NFI y CFI.

Una vez analizada la estructura factorial que presentó los mejores índices de ajuste, 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 fiabilidad de la escala a través del coeficiente de fiabilidad alfa de Cronbach, así como la fiabilidad compuesta.

Debido a que para el análisis de validez de constructo utilizamos ecuaciones

estructurales, es preciso calcular la fiabilidad de los factores latentes (Raykov y Shrout, 2002). La fiabilidad compuesta estima en qué medida un constructo latente se pretende medir mediante un conjunto de indicadores observables es consistente en su medida. De acuerdo a Raykov y Shrout (2002) la fiabilidad compuesta debe ser mayor de .70.

Finalmente procedimos a examinar la validez convergente y divergente de los cinco factores siguiendo las recomendaciones de Fornell & 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 de constructo (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 VME.

## RESULTADOS

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

TABLA 1.

Medias, desviaciones estándar, alfas, fiabilidad compuesta, varianza media extraída y correlaciones (n=347)

	M	DE	$\alpha$	FC	VME	1	2	3	4	5
1. Percepción de altruismo	4.74	1.04	.81	.82	.60		.85	.78	.81	.58
2. Percepción de concienciación	4.69	1.09	.82	.82	.60	.67		.85	.88	.71
3. Percepción de virtud cívica	4.54	1.05	.78	.79	.56	.56	.74		.86	.68
4. Percepción de deportividad	4.39	1.13	.75	.75	.51	.61	.70	.68		.80
5. Percepción de cortesía	4.27	1.31	.85	.85	.65	.50	.59	.56	.65	

Nota: todas las correlaciones son significativas a  $p < .01$ ; M = media; DE = desviación estándar;  $\alpha$  = 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.



Calculamos las medias y desviaciones estándar para cada ítem en la versión original de la escala de 25 ítems. Las medias de los ítems fluctuaron entre 3.91 y 4.89, así como las desviaciones estándar fluctuaron entre 1.20 y 2.59. 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. Varios autores han puesto a prueba la robustez del método de estimación de máxima verosimilitud con datos que no siguen una distribución normal (Satorra, 1990, 1992; Satorra & Bentler, 2001), concluyendo que la no-normalidad de los datos no alteran los estimadores de los modelos de ecuaciones estructurales, sino que lo que se altera son los errores de estimación y el ajuste global del modelo. Para ello, 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.

Debido a que esta escala está desarrollada a partir de una escala previamente validada (véase Martínez et al., 2004), la cual está diseñada partiendo de la conceptualización de Organ (1997) de los CCO, procedimos a poner a prueba la estructura factorial del instrumento a través del análisis confirmatorio de factores con ecuaciones estructurales. 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).

Analizamos la estructura factorial siguiendo cuatro pasos. Como primer paso, procedimos poner a prueba un Modelo Base

(MB) donde los 25 ítems conformaron un factor latente único de ECCOCT (véase Figura 1). El MB no presentó un buen ajuste para los datos ( $\chi^2 = 1064.23$  (275)  $p < .000$ , RMSEA = .09, CFI = .84, NFI = .79, IFI = .84, AIC = 1214.23,  $\chi^2$  corregido = 799.08 (275)  $p < .000$ , NFI corregido = .70, CFI corregido = .84). Esto sugiere que la estructura factorial de la escala puede estar conformada por más de un factor. Como segundo paso procedimos a poner a prueba el modelo competitivo hipotetizado (M1) compuesto por las cinco factores propuestos por Organ (1997) (altruismo, concienciación, virtud cívica, deportividad y cortesía) (Figura 2). En el M1 cada factor latente de la escala estaba conformado por cinco ítems. El análisis confirmatorio de factores demostró que el M1 posee mejor ajuste a los datos,  $\chi^2 = 608.03$  (265)  $p < .000$ , RMSEA = .06, CFI = .93, NFI = .88, IFI = .93, AIC = 778.03,  $\chi^2$  corregido = 446.36 (265)  $p < .000$ , NFI corregido = .83, CFI corregido = .94, excepto por los valores NFI y NFI corregido que no alcanzaron el valor de .90 recomendado por diversos autores (Byrne, 2010; Hu y Bentler, 1999; Satorra y Bentler, 1999) (véase Tabla 2). Las correlaciones entre los factores del M1 oscilaron entre .59 y .92.

Como tercer paso, dado a que el M1 obtuvo mejor ajuste a los datos, utilizamos este modelo para realizar el análisis de los ítems para cada dimensión. Los coeficientes de regresión de los ítems del M1 oscilaron entre .32 y .82. Para lograr mayor parsimonia en el modelo de medición, optamos por retener los tres ítems con mayores coeficientes de regresión en cada dimensión, siempre y cuando estos fueran superiores a .65 y descartamos los dos ítems con cargas factoriales más bajas, siguiendo las recomendaciones de Chin (1995) (ver Figura 2). Esto nos permitió obtener un modelo de medición más parsimonioso y con menor redundancia en los parámetros de estimación (Byrne, 2010).

FIGURA 1.  
Modelo Base de la Escala Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Compañeros de Trabajo.

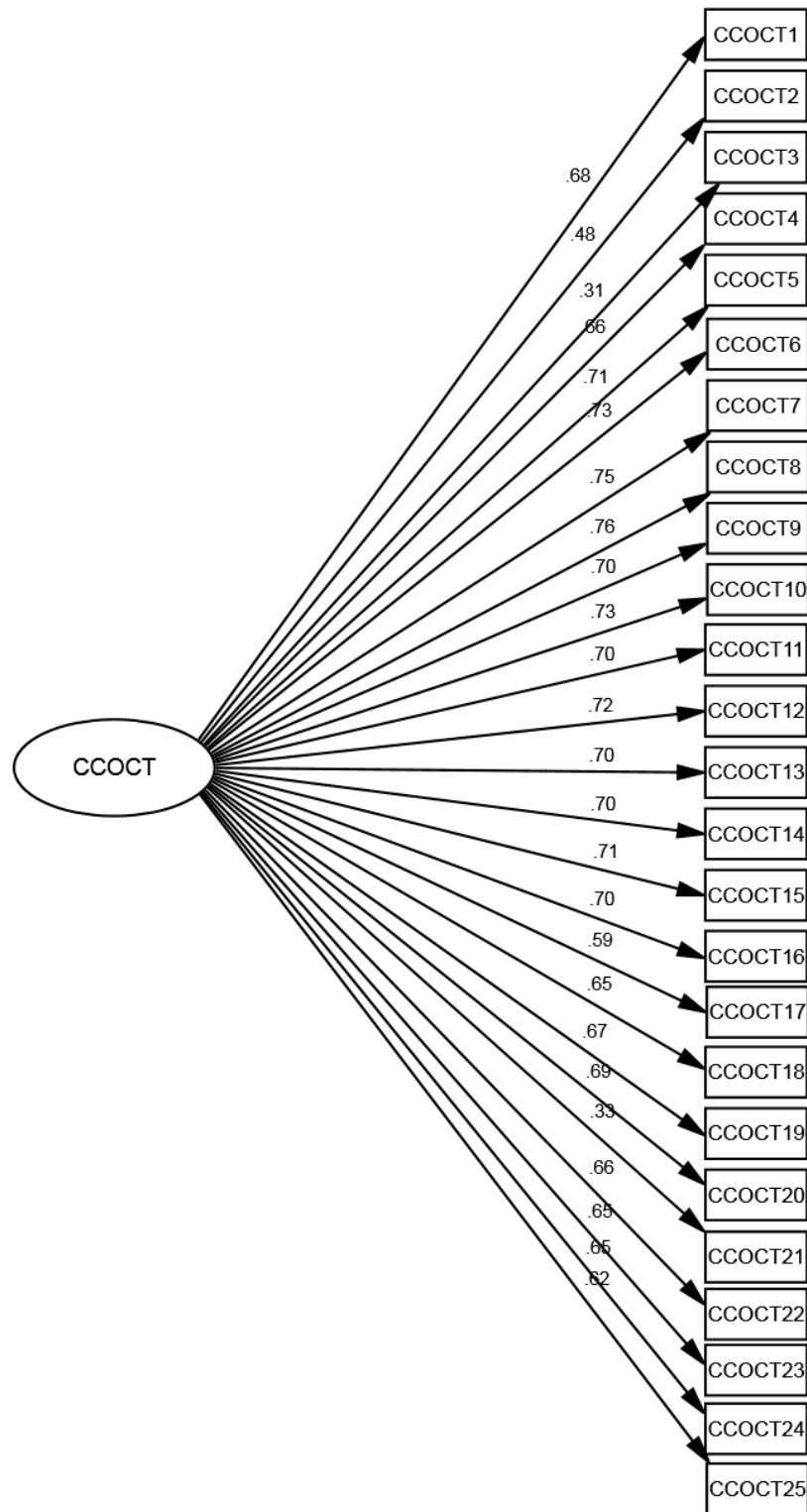
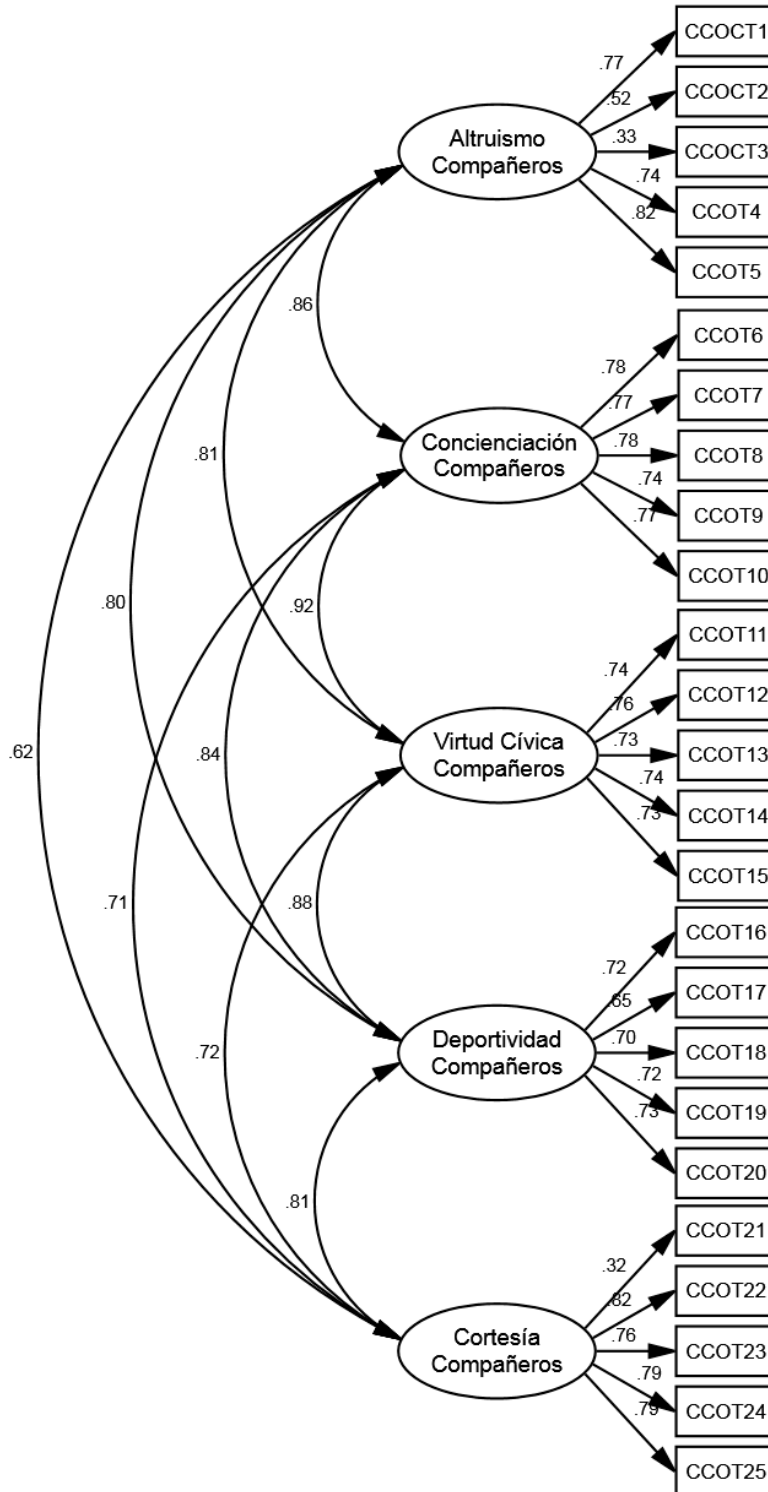


FIGURA 2.  
Modelo 1 (M1) de cinco factores versión 25 ítems de la Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Compañeros de Trabajo.



Después de realizar el tercer paso obtuvimos el Modelo 2 (M2) que cuenta con cinco factores, con tres ítems en cada factor, para un total de 15 ítems. En el cuarto y último paso, analizamos el ajuste del M2 y encontramos que este es el modelo que mejor se ajusta a los datos  $\chi^2 = 189.72$  (80)  $p < .000$ , RMSEA = .06, CFI = .96, NFI = .93, IFI = .96, AIC = 299.72,  $\chi^2$  corregido = 135.60 (80)  $p < .000$ , NFI corregido = .91, CFI corregido = .97 (véase Figura 3).

Una vez obtenidos los índices de ajuste del M2, procedimos a compararlo con los modelos MB y M1. El M2 obtuvo mejores indicadores de ajuste que los modelos MB y

el M1, evidenciando que el M2 es más parsimonioso. Para poder comparar todos los modelos utilizamos el AIC debido a que en todos los modelos difieren en el número de parámetros libres de estimación (número de ítems y covarianzas). Además, Schumacker y Lomax (2010) recomiendan utilizar el AIC para comparar modelos de ecuaciones estructurales cuando los valores de  $\chi^2$  son estadísticamente significativos. El M2 presenta un índice menor (AIC = 299.721) que los obtenidos para los modelos MB (AIC = 1214.225) y M1 (AIC = 778.025). Esto es indicativo de que el M2 tiene un mejor ajuste para los datos (ver diferencias de AIC en la Tabla 2).

TABLA 2.  
Indicadores de ajuste para análisis confirmatorio de factores

Modelo	$\chi^2$	$\chi^2_{corr}$	GL	$p$	RMSEA	CFI	CFI <sub>corr</sub>	NFI	NFI <sub>corr</sub>	IFI	AIC	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ RMSEA
Modelo Base	1064.23	799.08	275	.00	.09	.84	.84	.79	.70	.84	1214.23		
Modelo1(M1)	608.03	446.36	265	.00	.06	.93	.94	.88	.83	.93	778.03		
Dif. M1 & MB												456.20***	.03
Modelo2(M2)	189.72	135.60	80	.00	.06	.96	.97	.93	.91	.96	299.72		
Dif. M2 & M1												418.31***	.00

Nota:  $\chi^2$  = chi cuadrado;  $\chi^2_{corr}$  = chi cuadrado corregido; GL = grados de libertad;  $p$  = probabilidad; RMSEA = Root Mean Square Error Approximation; CFI = Comparative Fit Index; CFI<sub>corr</sub> = Comparative Fit Index corregido; NFI = Normed Fit Index; NFI<sub>corr</sub> = Normed Fit Index corregido; IFI = Incremental Fit Index; AIC = Akaike Information Criterion; Dif. = Diferencia  
\*\*\*  $p < .001$

Como resultado del proceso de análisis de los ítems y la estructura factorial con ecuaciones estructurales, obtuvimos una escala final que consta de 15 ítems, donde los coeficientes de regresión para cada factor oscilan entre .68 y .82, así como las correlaciones entre los factores oscilan entre .58 - .88. Mientras que las correlaciones de las puntuaciones directas de la escala de 15 ítems oscilan entre .50 y .74. Las correlaciones entre los factores latentes tienden a ser más altas debido a que se utilizan las puntuaciones factoriales las cuales tienen en cuenta el error estándar

para calcular las relaciones entre los factores (Byrne, 2010).

Una vez obtuvimos la estructura factorial de la escala de 15 ítems, procedimos a examinar la fiabilidad, fiabilidad compuesta, validez convergente y validez discriminante de la versión final de la escala. Los valores alfa de Cronbach fluctuaron entre .75 y .82. La Tabla 1 resume los valores de fiabilidad compuesta para cada dimensión. La Fiabilidad Compuesta (FC) de las dimensiones de la escala están por encima de .70 (rango .75-.85).

Examinamos la validez convergente y discriminante de la escala siguiendo el procedimiento propuesto por Fornell y Larcker (1981) y recomendado por Podsakoff et al., (2000). En cuanto a la validez convergente calculamos la Varianza Media Extraída (VME) la cual indica la proporción de la varianza en los ítems 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). En cuanto a la validez discriminante, los cinco factores no comparten una cantidad sustancial de varianza entre sí. La varianza promedio compartida entre los factores es del .40 (rango .25 - .54). 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 todas las sub-escalas están correlacionadas, pero que cada una mide una dimensión distinta sin que exista redundancia entre las sub-escalas del instrumento.

Por último, procedimos a realizar un análisis de discriminación de los ítems de cada sub-escala a través del índice de correlación ítem total. 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 de los ítems y los coeficientes de regresión para su correspondiente factor latente para la versión final de la escala

	Ítems	Índice de discriminación	Coefficiente de regresión
1.	Mis compañeros están dispuestos a ayudarme cuando los necesito.	.68	.77
2.	Mis compañeros comparten sus conocimientos/experiencia para sacar adelante esta organización.	.61	.73
3.	Cuando el trabajo se dificulta, a mis compañeros le gusta cooperar conmigo.	.72	.82
4.	Las personas que trabajan conmigo, se esmeran para mantener estándares de calidad	.70	.78
5.	Mis compañeros se esmeran por cumplir con sus responsabilidades	.69	.80
6.	La mayoría de los empleados respetan las normas organización	.63	.75
7.	Mis compañeros representan bien a nuestra organización donde quiera que estén	.68	.78
8.	Mis compañeros colaboran en todo proyecto nuevo	.62	.75
9.	Los empleados trabajan lo mejor posible porque esta organización se lo merece	.57	.70
10.	Aun cuando NO tengan los materiales, mis compañeros cumplen con sus tareas	.55	.72
11.	A mis compañeros no le importa trabajar horas extras	.55	.68
12.	Mis compañeros terminan sus trabajos aun cuando hay interrupciones	.64	.73
13.	Cuando mis compañeros tienen que ausentarse del trabajo por razones personales, lo informan con anticipación al supervisor y/o compañeros	.69	.80
14.	Mis compañeros consultan las fechas importantes en mi trabajo antes de ausentarse	.73	.82
15.	Mis compañeros informan de antemano cuándo van a ausentarse	.72	.80

Nota: Altruismo 1-3; Concienciación 4-6; Virtud cívica 7-9; Deportividad 10-12; Cortesía 13-15

FIGURA 3.  
Modelo 2 (M2) de cinco factores versión de 15 ítems de de la Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Compañeros de Trabajo

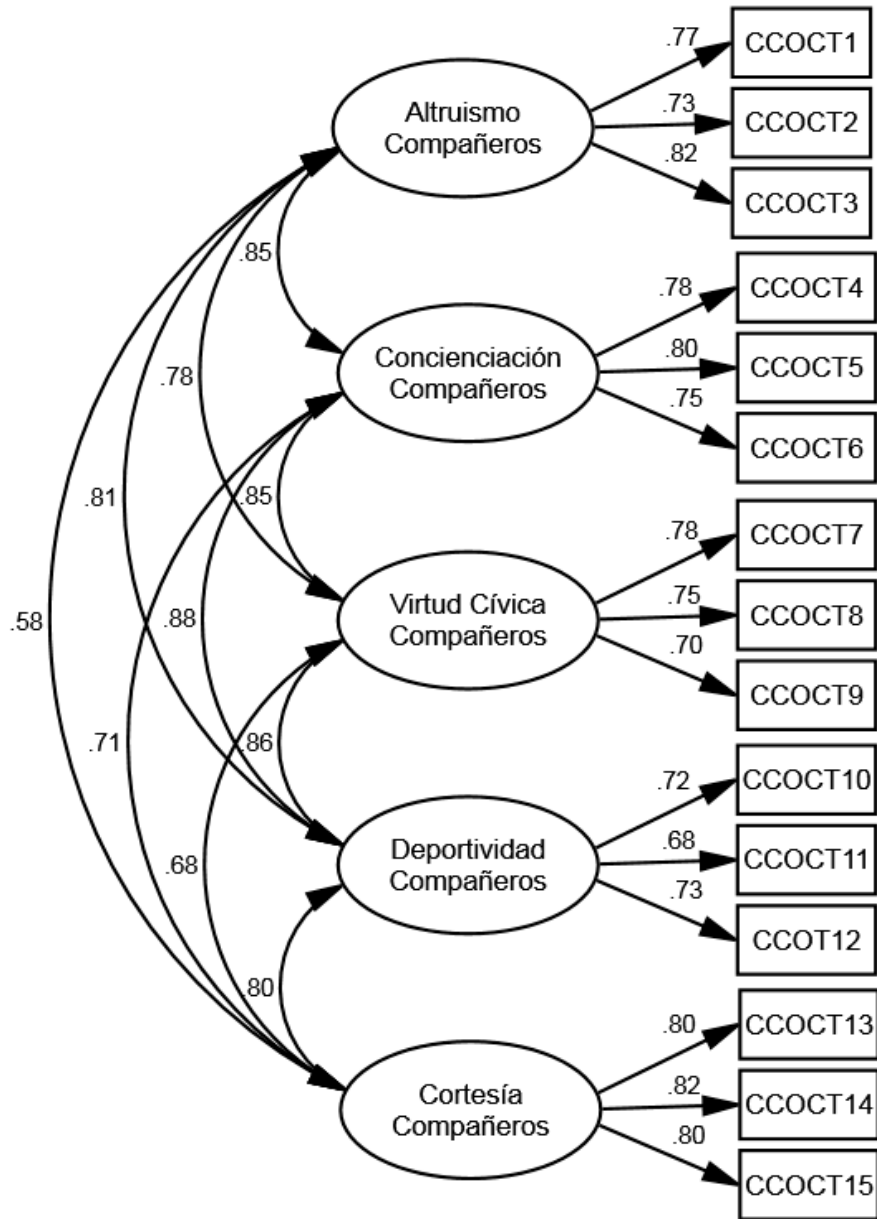


TABLA 4.  
Estadísticos de descriptivos y de distribución para los ítems de la versión final de la escala

Ítem	Media	Desviación Estándar	Asimetría	Curtosis	Kolmogorov-Smirnov	Shapiro - Wilk
COCCT1	4.90	1.19	-1.43	1.96	.27	.79
COCCT2	4.65	1.22	-1.05	.75	.24	.85
COCCT3	4.66	1.20	-1.03	.91	.24	.86
COCCT4	4.69	1.35	-1.21	1.00	.26	.82
COCCT5	4.64	1.27	-1.05	.77	.24	.85
COCCT6	4.77	1.23	-1.25	1.27	.28	.82
COCCT7	4.41	1.26	-.78	.17	.21	.88
COCCT8	4.52	1.27	-.81	.21	.22	.88
COCCT9	4.34	1.42	-.71	.32	.21	.86
COCCT10	4.65	1.32	-.91	-.20	.22	.86
COCCT11	4.08	1.52	-.47	-.70	.17	.91
COCCT12	4.44	1.32	-.84	.16	.22	.88
COCCT13	4.34	1.53	-.65	-.66	.21	.88
COCCT14	4.21	1.48	-.54	-.60	.18	.90
COCCT15	4.28	1.50	-.65	-.55	.21	.88

Nota: Error estándar de la asimetría = .13; Error estándar de la curtosis = .26. Grados de libertad Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk = 347, todos los valores  $p < .001$ .

## DISCUSIÓN

Los objetivos de este estudio fueron: 1) Elaborar una Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Compañeros de Trabajo a partir de las dimensiones de CCO propuestas por Organ (1997); y 2) Analizar las propiedades psicométricas de la ECCOT en un grupo de personas trabajadoras en Puerto Rico. A partir de los resultados obtenidos podemos concluir que la versión de 15 ítems de la ECCOT es un instrumento que cuenta con las propiedades psicométricas adecuadas para utilizarse

tanto en la investigación como en la práctica profesional.

De forma general, los resultados del estudio de la estructura factorial de la ECCOT son cónsonos con los estudios con escalas de CCO elaboradas desde la perspectiva de Organ (1997) en otros contextos internacionales (i.e., LePine, Erez, & Johnson, 2002; Lievens & Anseel, 2004). Esto resulta particularmente interesante para este estudio dado que las escalas de otras investigaciones previas tienen como referente a la persona que completaba la

escala. Los resultados obtenidos en nuestro estudio proveen evidencia de que la ECCOT, con su particularidad de cambio de referente para evaluar los comportamientos de ciudadanía organizacional de los compañeros y compañeras de trabajo, también ajusta apropiadamente a las cinco dimensiones de CCO: altruismo, concienciación, deportividad, cortesía y virtud cívica.

Los hallazgos también proveen un apoyo a la validez discriminante de los cinco factores, dado que la Varianza Media Extraída superó el mínimo recomendado de .50. De igual forma, la validez convergente de los cinco factores fue satisfactoria. Los ítems de la escala también presentan excelente índices de discriminación y los factores latentes tienen buena fiabilidad.

Este instrumento puede servir para medir un constructo a diferentes niveles. A nivel individual, se puede utilizar para medir las percepciones individuales de los comportamientos de ciudadanía organizacional de los compañeros y compañeras de trabajo. A nivel grupal, puede ser utilizado para medir conductas de ciudadanía organizacional de los miembros del grupo de trabajo, al agregar las puntuaciones del grupo y generar una variable de composición compleja o lo que Chan (1998) denomina modelos de composición de consenso directo y modelos de composición por cambio de referente.

En el caso de nuestra escala, al tener como referente las conductas de los compañeros y compañeras de trabajo, podemos medir las formas de apoyo en forma de CCO de los compañeros si se utilizan las puntuaciones individuales de las personas, o si se utiliza en grupos, medir las CCO de los miembros del grupo. Entendemos que esto es un paso de avance en nuestra disciplina, ya que el estudio del comportamiento de las organizaciones no se limita únicamente a variables que se manifiestan a nivel individual, sino que hay

factores grupales y organizacionales que pueden incidir en las actitudes y conductas de las personas. Esto requiere de estudiar las variables según el nivel que corresponda (individual, grupal y organizacional), tomando en cuenta que las medidas deben ajustarse al nivel de análisis. Esta tendencia ha ido en aumento recientemente con los avances teóricos, estadísticos y computacionales para realizar análisis multinivel (véase Hox, 2010).

Por último, es meritorio ofrecer algunas recomendaciones relacionadas a las formas de uso de este instrumento. En el caso de utilizar ecuaciones estructurales para realizar análisis con las puntuaciones de la escala (a nivel individual y/o grupal), recomendamos calcular la media de los ítems que conforman cada factor y generar una medida compuesta para cada dimensión. Luego proceder a formar un constructo latente de comportamientos de ciudadanía de compañeros de trabajo compuesto por cinco dimensiones. En caso de utilizar análisis de regresión, recomendamos realizar un análisis exploratorio de factores y estimar las puntuaciones factoriales de cada dimensión por separado. Esto generará una puntuación estandarizada a partir de la matriz de covarianzas (mediante la estimación de máxima verosimilitud y calculado las puntuaciones factoriales con el método de estimación de regresión). Los paquetes estadísticos tales como SPSS, proveen la opción de realizar estas estimaciones. Esto permite generar puntuaciones ponderadas en función de los coeficientes de regresión de los ítems, tomando en cuenta la varianza que explica el factor latente en cada ítem y reduciendo el error en las estimaciones (Field, 2013).

#### Fortalezas y limitaciones

Este estudio cuenta con varias fortalezas. Primero, la muestra del estudio excede el mínimo recomendado por Bentler y Chou (1987) quienes establecen una razón de 5 observaciones por cada ítem analizado. En



nuestro estudio contamos con un aproximado de 14 observaciones por cada ítem analizado, por lo que es una muestra apropiada para realizar el estudio de factores utilizando ecuaciones estructurales. Sin embargo, el muestreo y selección de los participantes fue por disponibilidad por lo 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.

La validez y la confiabilidad de la escala son apropiadas para la investigación y la práctica sobre comportamientos de ciudadanía organizacional en Puerto Rico. Sin embargo, advertimos que el uso de este instrumento para la investigación a nivel grupal, como sugerimos, requiere que se evalúen las propiedades psicométricas de la escala en el nivel apropiado a través de un análisis confirmatorio de factores multinivel (Dyer, Hanges & Hall, 2005; Hox, 2010). Esto deja una puerta abierta para futuras investigaciones de CCO desde un enfoque multinivel.

## REFERENCIAS

- 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. (2011). *Amos™ 20 User's Guide*. Chicago: SPSS Inc.
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987) Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16, 78-117.
- Blau, P.M. (1964). *Exchange and power in social life*. New York: Wiley.
- Bliese, P. D. (2000). Within-group agreement, non-independence, and reliability: Implications for data aggregation and analysis. En K. J. Klein & S. W. J. Kozlowski (Eds.), *Multilevel theory, research, and methods in organizations* (pp. 349-381). San Francisco: Jossey-Bass.
- Borman, W. C., & Motowidlo, S. J. (1993). Expanding the criterion domain to include elements of contextual performance. In N. Schmitt & W. C. Borman (Eds.), *Personnel selection in organizations* (pp. 71–98). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Brief, A. P., & Motowidlo, S. J. (1986). Prosocial organizational behaviors. *The Academy of Management Review*, 11(4), 710-725. doi:10.2307/258391
- 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.
- Burke, M. J., & Dunlap, W. P. (2002). Estimating interrater agreement with the average deviation index: A user's guide. *Organizational Research Methods*, 5(2), 159-172.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts*,

- applications, and programming*. New York: Psychology Press.
- Chan, D. (1998). Functional relations among constructs in the same content domain at different levels of analysis: A typology of composition models. *Journal of Applied Psychology, 83*(2), 234.
- Chin, W. W. (1995). Partial least squares is to LISREL as principal components analysis is to common factor analysis. *Technology Studies, 2*(2), 315-319.
- Cropanzano, R., Rupp, D. E., & Byrne, Z. S. (2003). The Relationship of Emotional Exhaustion to Work Attitudes, Job Performance, and Organizational Citizenship Behaviors. *Journal of Applied Psychology, 88*(1), 160-169.
- Dyer, N. G., Hanges, P. J., & Hall, R. J. (2005). Applying multilevel confirmatory factor analysis techniques to the study of leadership. *The Leadership Quarterly, 16*(1), 149-167.
- Elstad, E., Christophersen, K.A., & Turmo, A. (2013). Antecedents of Organizational Citizenship Behavior among Educators in Language Education for Adult Immigrants in Norway. *Adult Education Quarterly, 63*(1), 78-96. doi: 10.1177/0741713611429386
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using SPSS: And sex, drugs and rock and roll* (4<sup>th</sup> Ed.). London: 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.
- González-Romá, V., Peiró, J. M., & Tordera, N. (2002). An examination of the antecedents and moderator influences of climate strength. *Journal of Applied Psychology, 87*(3), 465-473. doi: <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.87.3.465>
- Hox, J.J. (2010). *Multilevel analysis: Techniques and applications* (2<sup>nd</sup> Ed.). New York: Routledge.
- 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.
- James, R. L., Demaree, R. G., & Wolf, G. (1993). rwg: An assessment of within-group interrater agreement. *Journal of Applied Psychology, 78*, 306-309.
- Jöreskog, K. G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 34*, 183-202.
- Kamdar, D., & Van Dyne, L. (2007). The joint effects of personality and workplace social exchange relationships in predicting task performance and citizenship performance. *Journal of Applied Psychology, 92*, 1286-1298.
- Kline, T. J. B. (2005). *Psychological Testing: A Practical Approach to Design and Evaluation*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Klein, K. J., Dansereau, F., & Hall, R. J. (1994). Levels issues in theory development, data collection, and analysis. *Academy of Management Review, 19*, 195-229.
- Konovsky, M. A., & Organ, D. W. (1996). Dispositional and contextual determinants of organizational citizenship behavior. *Journal of Organizational Behavior, 17*(3), 253-266.
- Langford, C. P. H., Bowsher, J., Maloney, J. P. & Lillis, P. P. (1997). Social support: a conceptual analysis. *Journal of Advanced Nursing, 25*, 95-100. doi: 10.1046/j.1365-2648.1997.1997025095.x
- Lebreton, J.M., & Senter, J.L. (2008). Answers to 20 questions about interrater reliability and interrater agreement. *Organizational Research Methods, 11*(4), 815-852. doi: 10.1177/1094428106296642
- LePine, J.A., Erez, A., Johnson, D.E. (2002). The nature and dimensionality of organizational citizenship behavior: A critical review and meta-analysis. *Journal of Applied Psychology, 87*(1), 52-65.

- Lievens, F., & Anseel, F. (2004). Confirmatory factor analysis and invariance of an organizational citizenship behaviour measure across samples in a Dutch-speaking context. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77, 299-306.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & Hau, K.-T. (1996). An evaluation of incremental fit indices: A clarification of mathematical and empirical properties. En G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques* (pp. 315-357). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Martínez, M., Miranda, S., Santiago, I., Donate, J., Benítez, E., Clavell, A., González, E. y Pagán, A. (2004). *Desarrollo de la Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional (ECCO)*. Cartel presentado en Quincuagésimo Primera Convención Anual Asociación de Psicología de Puerto Rico, Ponce, Puerto Rico.
- Mohammad, J., Habib, F.Q. & Alias, M.A. (2011). Job satisfaction and organizational citizenship behaviour: An empirical study at higher learning institutions. *Asian Academy of Management Journal*, 16(2), 149-165.
- Moorman, R. H., & Podsakoff, P. M. (1992). A meta-analytic review and empirical test of the potential confounding effects of social desirability response sets in organizational behaviour research. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 65(2), 131-149. doi:10.1111/j.2044-8325.1992.tb00490.x
- Ng, K.Y., & Van Dyne, L. (2005). Antecedents and performance consequences of helping behavior in work groups: A multi-level analysis. *Group and Organization Management*, 30, 514-540.
- Organ, D.W. (1988). *Organizational Citizenship Behavior: The Good Soldier Syndrome*. Lanham, MA: Lexington Books.
- Organ, D. W. (1997). Organizational citizenship behavior: It's construct cleanup time. *Human Performance*, 10(2), 85-97.
- Organ, D.W., Podsakoff, P.M., & MacKenzie, S.B. (2006). *Organizational citizenship behavior: Its nature, antecedents, and consequences*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Park, G., & Van Dyne, L. (2006, May). *Effect of motivational fit on satisfaction with organizational citizenship behaviors*. Paper presented at the Society for Industrial and Organizational Psychologists. Dallas.
- Penner, L.A., Dovidio, J.F., Piliavin, J.A. & Schroeder, D.A. (2005). Prosocial behavior: Multilevel Perspectives. *Annual Review of Psychology*, 56, 365-392.
- Podsakoff, P.M., MacKenzie, S.B., Paine, J.B. and Bachrach, D.G. (2000). Organizational citizenship behavior: A critical review of the theoretical and empirical literature and suggestions for future research. *Journal of Management*, 26(3), 513-563.
- 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.
- Rosario-Hernández, E. y Rovira Millán, L.V. (2004). Desarrollo y validación de la Escala de Ciudadanía Organizacional. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 15, 1-25.
- Rodríguez Montalbán, R. y Martínez Lugo, M. (2011). Escala de Comportamientos de Ciudadanía Organizacional de Compañeros de Trabajo. Manuscrito sin publicar.
- Saks, A. M., & Ashforth, B. E. (1997). Organizational socialization: Making sense of the past and present as a prologue for the future. *Journal of Vocational Behavior*, 51(2), 234-279. doi:10.1006/jvbe.1997.1614
- Salanova, M., Llorens, S., Cifre, E., & Martínez, I. (2012). We need a Hero!

- Toward a Validation of the Healthy and Resilient Organization (HERO) Model. *Group & Organization Management*, 37, 785–822
- 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. and P.M. Bentler (2001) A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514
- Spector, P. E., & Fox, S. (2002). An emotion-centered model of voluntary work behavior: Some parallels between counterproductive work behavior and organizational citizenship behavior. *Human Resource Management Review*, 12(2), 269-292.
- Spitzmuller, M., Van Dyne, L., & Ilies, R. (2008). Organizational citizenship behavior: A review and extension of its nomological network. In J. Barling & C.L. Cooper (Eds.), *The SAGE Handbook of Organizational Behavior* (pp. 106-123). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling* (3<sup>rd</sup> Ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Torrente, P., Salanova, S., Llorens, S., & Schaufeli, W. B. (2012). Teams make it work: How team work engagement mediates between social resources and performance in teams. *Psicothema*, 24, 106-112
- Van Dyne, L., Cummings, L. L., & Mclean Parks, J. (1995). Extra role behaviors: In pursuit of construct and definitional clarity (a bridge over muddled waters). *Research in Organizational Behavior*, 17, 215-285.
- Van Mierlo, H., Vermut, J.K., & Rutte, C.G. (2009). Composing group-level constructs from individual-level survey data. *Organizational Research Methods*, 12(2), 368-392. doi: 10.1177/1094428107309322
- Williams, L. J., & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management*, 17(3), 601-617.