REVISIÓN DE LAS PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS Y ESTRUCTURA INTERNA DE LA ESCALA DE COMPROMISO ORGANIZACIONAL USANDO EL MODELO DE ECUACIONES ESTRUCTURALES

REVIEW OF THE PSYCHOMETRIC PROPERTIES AND INTERNAL STRUCTURE OF THE ORGANIZATIONAL COMMITMENT SCALE USING STRUCTURAL EQUATION MODELING

Recibido: 16 de febrero del 2016 | Aceptado: 23 de marzo del 2016

Ernesto **Rosario-Hernández** [1], Lillian V. **Rovira-Millán** [2]

[1] Ponce Health Science University, [2] Universidad de Puerto Rico en Cayey

RESUMEN

El presente estudio tuvo como propósito revisar las propiedades psicométricas de la Escala de Compromiso Organizacional (ECO) desarrollada por Rosario-Hernández (2002). La escala se desarrolló basándose en la teoría de Meyer y Allen (1991), la cual sugiere que el constructo de compromiso organizacional está compuesto por tres dimensiones: (a) compromiso afectivo, (b) compromiso moral o normativo y (c) compromiso necesario o de continuidad. La muestra de la presente investigación estuvo compuesta por 2,273 participantes tomadas de 14 muestras de diferentes investigaciones realizadas en Puerto Rico, las cuales utilizaron la ECO. Un 47.4% (1,077) eran del género masculino, un 51.0% (1,160) eran del femenino y un 3.2% (72) no respondió a la pregunta del género. La edad promedio de la muestra fue igual a 35.76 con una desviación estándar igual a 11.04 años de edad. Se llevaron a cabo varios análisis de reactivos y factores tanto exploratorios como confirmatorios para examinar las propiedades psicométricas de la ECO. Los resultados de estos análisis llevaron a la revisión de los ítemes de la ECO y se eliminaron tres reactivos, dos de la subescala de Compromiso Moral y uno de la subescala de Compromiso Necesario. Por lo tanto, la Escala de Compromiso Organizacional- Revisada (ECO-R) consta ahora de 12 ítemes y las escalas obtuvieron unos coeficientes de confiabilidad a través de la técnica alfa de Cronbach entre .51 y .87. Además, la estructura interna de tres factores de la ECO-R fue apoyada por los análisis de factores confirmatorios utilizando los modelos de ecuaciones estructurales. Se discuten las implicaciones de los resultados del uso de la ECO-R en futuras investigaciones.

PALABRAS CLAVE: Compromiso Organizacional, Propiedades Psicométricas, Modelamiento de Ecuaciones Estructurales.

ABSTRACT

This study aimed to review the psychometric properties of the Organizational Commitment Scale (OCS) developed by Rosario Hernandez (2002). The scale was developed based on the theory of Meyer and Allen (1991), which suggests that the construct of organizational commitment consists of three dimensions: (a) affective commitment, (b) normative commitment, and (c) continuance commitment. The sample of this study was composed of 2.273 participants from 14 samples taken from different research conducted in Puerto Rico, which used the OCS. A 47.4% (1,077) were male, a 51.0% (1,160) were female and 3.2% (72) did not answer the question of gender. The average age of the sample was equal to 35.76 with a standard deviation equal to 11.04 years of age. Were conducted several item analyzes and both exploratory and confirmatory factor analyzes to examine the psychometric properties of the ECO, to examine its reliability and validity. The results of these analyzes led to the revision of the items in the ECO and removed three items, two of the normative commitment subscale and one of the continuance commitment subscale. Therefore, the Organizational Commitment Scale-Revised (ECO-R) now consists of 12 items and scales reliability coefficients obtained through the technique of Cronbach's alpha between .71 and .87. A global or composite score from the three scales of organizational commitment is not recommended due to its low Cronbach's alpha. In addition, the three-factor structure of the ECO-R is supported by confirmatory factor analysis using structural equation modeling which obtained acceptable and good fit indices. Implications of the results of use of ECO-R in future research.

KEY WORDS: Organizational Commitment, Psychometric Properties, Structural Equation Modeling.

Correspondencia con los autores, E-mail 1: erosario@psm.edu , E-mail 2: lillian.rovira@upr.edu

Las actitudes en el lugar de trabajo son una fuente principal en las diferencias del desempeño laboral entre las personas empleadas en cuanto a cantidad y calidad de producción, absentismo, renuncias, y otros aspectos del desempeño laboral (Miner, 1992). Por supuesto, hay otros factores que pueden influenciar el desempeño laboral de las personas tales como la motivación, las competencias que posee la persona, entre otras. Newstrom y Davis (1997) señalan que las actitudes son unos predictores aceptables del comportamiento en el trabajo y una de las actitudes de trabajo más importante y estudiada es el compromiso organizacional. Por lo tanto, conocer el compromiso organizacional de las personas empleadas es algo fundamental para las empresas hoy día para la retención de las mejores personas en el trabajo para aumentar la productividad. En especial en esta era de globalización y cambios rápidos, asegurar la retención de los empleados más diestros, pero sobretodo los más comprometidos es un reto clave para las organizaciones (Suman & Srivastava, 2012).

Según Meyer y Allen (1991), el compromiso organizacional es un estado psicológico que se caracteriza por la relación de la persona empleada con la organización y que tiene implicaciones en la decisión de la persona en continuar como miembro de la organización. Un fuerte compromiso organizacional se caracteriza por el apoyo y aceptación de las metas y valores de la organización, la disposición de ejercer un esfuerzo considerable para el bien de la organización y un deseo por permanecer dentro de la organización. El que las personas estén comprometidas con su organización es sumamente importante porque niveles altos de compromiso organizacional se asocian a resultados organizacionales favorables. Existen estudios que indican que el compromiso organizacional se relaciona negativamente con la posibilidad a renunciar al trabajo (e.g., Cooper-Hakim & Viswesvaran, 2005), el absentismo (e.g.,Farrell & Stamm, 1988), conductas laborales contraproducentes (e.g., Dalal, 2005). Por otro lado, se relaciona positivamente con la satisfacción con el trabajo (e.g., Cooper-Hakim & Viswesvaran, 2005), motivación (e.g., Mathieu & Zajac, 1990) y comportamientos de ciudadanía organizacional (e.g., Riketta, 2002).

Como se ha podido apreciar, la medición del compromiso organizacional es de suma importancia para las organizaciones. De esta forma, Rosario-Hernández (2002) desarrolló la Escala de Compromiso Organizacional (ECO) para medir este constructo basándose en el modelo de Meyer y Allen (1991), los cuales señalan que el compromiso organizacional tiene tres componentes. El primero es el compromiso afectivo y éste ocurre cuando una persona desea permanecer en la organización debido a un vínculo de tipo emocional. El segundo es el compromiso moral o normativo, el cual se origina de los valores de la persona y piensa que debe permanecer en la organización en virtud de que ello es lo correcto. Por último, se tiene el compromiso necesario o de continuidad, el cual se da porque la persona debe permanecer en la organización debido a que tiene un costo dejar la organización ya que necesita de los beneficios y el salario, o porque no puede conseguir otro empleo. De esta forma, el modelo que se pretende examinar en la presente investigación es el de tres componentes, el cual propone que las personas se quedan con una organización debido a su (1) deseo de permanecer por un vínculo emocional, (2) sentimientos de obligación a permanecer y (3) reconocimiento de que los costos percibidos serían altos si se decide dejar la organización. Según Meyer y Allen, aunque una persona puede experimentar los tres componentes en diferentes grados, cada componente se consideró para desarrollar de forma independiente y ejerciera diferentes efectos sobre la conducta en el lugar de trabajo.

La ECO es una medida que está compuesta por 15 aseveraciones, cinco por cada tipo de compromiso organizacional que pretende medir compromiso afectivo, compromiso moral y compromiso necesario basándose en el modelo tridimensional de Meyer y Allen (1991). La persona contesta la ECO basándose en el nivel de acuerdo con el cual está con dichas aseveraciones. Se contesta en un continuo numérico que va del 1 al 6, donde el 1 es totalmete en desacuerdo y el 6 totalmente en acuerdo. A mayor puntuación, se presume que la persona tiene un mayor compromiso.

De esta forma, la ECO (Rosario-Hernández, 2002) es utilizada muy frecuentemente en investigaciones organizacionales en Puerto Rico desde su desarrollo y publicación por los pasados 10 años (e.g., Mercado Jiménez , 2012; Olavarría Soto, 2007; Quintero Torres, 2010; Rodríguez Irizarry, 2003; Rodríguez Rosa, 2003; Rosario-Hernández, 2005; Rosario-Hernández & Rovira Millán, 2006a, 2006b, 2011, 2014; Santiago Ginestre, 2012; Santos Torres, Rosario-Hernández & Rodríguez Irizarry, 2009; Velilla García, 2005; Zayas Ortiz, 2011). Durante este tiempo no se han realizado estudios que examinen las propiedades psicométricas de la ECO. Según Furr (2011), uno de los aspectos que deben atenderse en cualquier investigación psicológica es establecer las propiedades psicométrica de las medidas que son utilizadas; de esta forma, los investigadores tienen que proveer evidencia de esas propiedades psicométricas por las implicaciones que tienen la validez y confiabilidad de las medidas en los análisis y en el aspecto psicológico. Es decir, la confiabilidad afecta los resultados que se obtengan y la validez afecta la interpretación en términos específicos del fenómeno psicológico que se está estudiando.

Por lo tanto, la presente investigación fue guiada por los siguientes objetivos:

1. Llevar a cabo análisis de reactivos por subescala de la ECO.
2. Examinar la validez de constructo de la ECO a través de su estructura interna utilizando la técnica de análisis de factores tanto exploratorio como confirmatorio. Más allá, se pretendió examinar el modelo tridimensional propuesto por Meyer y Allen (1991) así como otros dos modelos alternos para la ECO utilizando el modelo de ecuaciones estructurales.
3. Examinar la consistencia interna de la ECO y sus subescalas a través de la técnica alfa de Cronbach.
4. Establecer normas para la ECO.

MÉTODO

Participantes

Para el presente estudio se obtuvieron 2,273 cuestionarios de la ECO de personas empleadas en diferentes organizaciones de Puerto Rico que participaron en 14 diferentes investigaciones realizadas en Puerto Rico.Los autores de dichas investigaciones habían solicitado usar la ECO y se comprometieron a proveer los datos recopilados a los autores del presente estudio en el formato del programa estadístico SPSS (Mercado Jiménez , 2012; Olavarría Soto, 2007; Quintero Torres, 2010; Rodríguez Irizarry, 2003; Rodríguez Rosa, 2003; Rosario-Hernández, 2005; Rosario-Hernández & Rovira Millán, 2006a, 2006b, 2011, 2014; Santiago Ginestre, 2012; Santos Torres et al., 2009; Velilla García, 2005; Zayas Ortiz, 2011). Esta muestra estuvo compuesta por un 47.4% (1,077) de personas del género masculino y un 51.0% (1,160) del femenino. La edad promedio de la muestra fue igual a 35.76 años de edad con una desviación estándar igual a 11.04. Un 20.1% (456) trabajaba para la empresa pública mientras que un 21.9% (498) para la empresa privada. En términos del tipo de puesto, un 22.5% (512) ocupaban un puesto gerencial, un 30.9% (703) uno no gerencial y un 5.0% (114) era unionado. Por último, un

36.5% (829) tenía un puesto permanente y un 9.2% (208) uno temporero. Hay que señalar que al ser estos datos recopilados por varios investigadores para diferentes estudios con hojas de datos sociodemográficos que pretendían recopilar información basada en sus diferentes necesidades y preguntas de investigación, diferían en qué, cómo y cuáles preguntas sociodemográficas se preguntaban. Se realizaron los análisis de reactivos por subescala y los análisis de factores exploratorios con el total de 2,273 cuestionarios de la ECO. No obstante, para examinar la estructura interna a través de análisis de factores confirmatorios utilizando el modelo de ecuaciones estructurales y llevar a cabo una validación cruzada, se dividió al azar el total de la muestra en dos partes.

Instrumentos

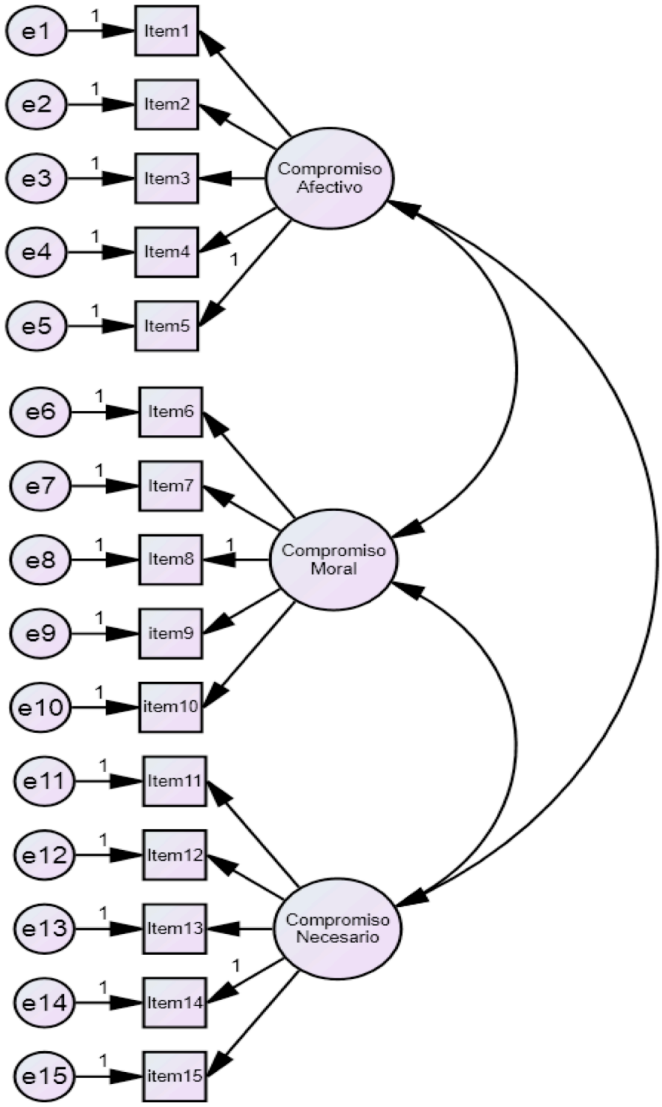
Se utilizó la Escala de Compromiso Organizacional (ECO) desarrollada y validada por Rosario-Hernández (2002). La misma consta de tres subescalas que son la de Compromiso Afectivo, Compromiso Moral y Compromiso Necesario. Esta escala pretende medir el compromiso que sienten los empleados hacia sus respectivas organizaciones y la decisión de éstos en permanecer como miembros de las mismas. Esta escala se contesta en una escala Likert de seis puntos en donde el 1 significa totalmente en desacuerdo y 6 totalmente en acuerdo. La validez de constructo de la escala está apoyada por varios análisis de factores los cuales apoyan la estructura interna de tres subescalas. La confiabilidad de la escala fue igual a .83, y la confiabilidad de las subescalas fue igual a .82 para la subescala de Compromiso Afectivo, .63 para la subescala de Compromiso Moral y .71 para subescala de Compromiso Necesario.

Procedimiento

Se utilizó un total igual a 2,273 cuestionarios de los datos que fueron obtenidos de diferentes investigaciones en las cuales se ha utilizado la ECO en Puerto Rico y de las cuales los presentes autores mantienen en un archivo electrónico. Para manejar los datos incompletos se utilizó la técnica de Expectativa de Máximización ("Expectation-Maximization") que viene con el programa de SPSS, el cual estima las medias y las varianzas en toda la muestra que satisface el criterio estadístico (Kline, 2011). Kline señala que dicha técnica tiene dos pasos; en el primero, las observaciones o datos incompletos son imputados por puntajes predichos en una serie de regresiones en las que se retrocede cada variable incompleta sobre el resto de las variables en un caso en particular. En el segundo paso, todo el conjunto de datos se estima a través del método de máxima verosimilitud. Estos dos pasos se repiten hasta encontrar una solución estable.

Se realizaron análisis de reactivos por subescala y se utilizó como criterio de retención un índice de discriminación igual o mayor a .30 (e.g., DeVellis, 2012; Spector, 1992). Estos reactivos que cumplieron con este criterio, fueron sometidos a varios análisis de factores exploratorios utilizando el método de extracción "principal axing factoring" y la rotación ortogonal de "varimax". Todo reactivo que obtuviera una carga factorial igual o mayor a .30 en el factor al cual supuestamente pertenecía y menos de .30 en los demás factores, fue retenido para los próximos análisis de factores confirmatorios. Se llevaron a cabo varios análisis de factores confirmatorios utilizando la estimación de máxima verosimilitud con el paquete estadístico AMOS de IBM SPSS versión 20.0 para modelos de ecuaciones estructurales. Para realizar una validación cruzada, se dividió la muestra en dos de forma aleatoria, una de calibración (n = 1,157) y una de validación (n = 1,116). Los datos de la muestra de calibración se utilizaron para probar el modelo tridimensional de la ECO que consiste del compromiso afectivo, compromiso moral y compromiso necesario, el cual tiene 24 parámetros a ser estimados (véase la Figura 1.)

FIGURA 1.
Modelo Tridimensional Propuesto para la Escala de Compromiso Organizacional.



También se calculó el coeficiente de confiabilidad de la ECO y sus subescalas utilizando técnica alfa de Cronbach. Además, se estimó el error estándar de medición, intervalos de confianza a 95%, rango y los valores mínimos y máximos. Finalmente, se establecieron las normas para las escalas de la ECO calculando la media y la desviación estándar y transformando las puntuaciones crudas a puntuaciones estandarizadas.

RESULTADOS

Para examinar el primer objetivo de la presente investigación, se llevaron a cabo varios análisis de reactivos por subescala. Es decir, se hicieron tres análisis de reactivos uno para cada conjunto de reactivos que componen las subescalas de compromiso afectivo, compromiso moral y compromiso necesario. Tal y como se puede apreciar en la Tabla 1, todos los reactivos obtuvieron índices de discriminación mayores a .30, con excepción del reactivo número “15” perteneciente a la subescala de compromiso necesario; por lo tanto, el mismo fue eliminado.

TABLA 1.
Análisis de reactivos y descriptivo de los ítemes pertenecientes a la Escala de Compromiso Organizacional por dimensiones.

Ítem	M	DE	Curtosis	Oblicuidad	ID
			Compromiso Afectivo		
1	4.25	1.69	-.724	-.690	.70
2	4.61	1.54	-.036	-.991	.75
3	4.33	1.62	-.482	-.780	.75
4	4.25	1.66	-.606	-.720	.70
5	4.16	1.63	-.692	-.633	.56
			Compromiso Moral		
6	5.30	1.25	3.620	-2.036	.37
7	4.71	1.64	-.268	-1.009	.39
8	4.95	1.66	.475	-1.382	.56
9	4.99	1.48	1.208	-1.487	.33
10	5.11	1.53	1.361	-1.628	.54
			Compromiso Necesario		
11	3.01	1.91	-1.377	.353	.55
12	2.96	1.86	-1.321	.367	.65
13	2.75	1.84	-1.138	.569	.67
14	3.14	1.90	-1.427	.238	.55
15*	4.20	1.77	-1.020	-.549	-.33

Nota: *Ítem eliminado; M=Media, DE=Desviación Estándar, ID=Índice de Discriminación

Para examinar el segundo objetivo, se llevaron a cabo varios análisis de factores exploratorios. El primero de estos análisis de factores exploratorios se le realizó a los 14 reactivos que cumplieron con el criterio de obtener un índice de discriminación igual o mayor a .30, utilizando el método de extracción "principal axing factoring" y la rotación ortogonal de "direct oblimin" encontrando una solución en cinco iteracciones. La Prueba de Kaiser-Meyer-Olkin apoya la adecuacidad de los datos de muestreo para el análisis, KMO = .842. La prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa, X2 (91) = 12296.649, p<.001, indicando que las correlaciones entre los reactivos fueron lo suficientemente grande para realizar el análisis de factores. Cuatro factores obtuvieron un valor eigen igual o mayor a 1, según el criterio de Kaiser y los cuatro factores en combinación explicaban un 54.50% de la varianza. También el gráfico de sedimentación mostró un punto de inflexión que apoyaba la retención de cuatro factores. No obstante, cuando se observan las cargas factoriales en el cuarto factor, la gran mayoría de estas fueron negativas o menores a .30 cuando eran positivas. También se eliminaron los reactivos 6 y 9 de la subescala de compromiso moral por obtener una carga factorial mayor en el factor 4 y por no obtener una carga factorial igual o mayor a .30 en el factor al cual supuestamente pertenecía, respectivamente (veáse tabla 2), esto según los criterios sugeridos por Kline (1993, 1994, 2000).

TABLA 2.
Cargas Factoriales, valores Eigen, % varianza explicada, % varianza acumulada y Comunalidades del primer análisis de factores exploratorio de la Escala de Compromiso Organizacional.

	Factor				
Reactivo	1	2	3	4	h^2
1	**.78**				.614
2	**.79**				.674
3	**.84**				.700
4	**.76**				.574
5	**.57**				.370
6*				-.76	.583
7			**.53**		.280
8			**.72**		.580
9*				-.53	.308
10			**.74**		.584
11		**.60**			.506
12		**.80**			.650
13		**.86**			.692
14		**.72**			.514
Valor Eigen	4.050	1.725	1.342	.513	
%VarianzaExplicada	28.93	12.32	9.59	3.67	
% Varianza Acumulada	28.93	41.25	50.83	54.50	

Nota: *Ítem eliminado; M=Media, DE=Desviación Estándar, ID=Índice de Discriminación

Por lo tanto, se realizó un segundo análisis de factores exploratorio utilizando nuevamente el método de extracción "principal axing factoring" y la rotación ortogonal de "direct oblimin" encontrando una solución en ocho iteracciones. La Prueba de Kaiser-Meyer-Olkin apoya la adecuacidad de los datos de muestreo para el análisis, KMO = .838. La prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa, $X2 (66) = 11351.843$, $p<.001$, indicando que las correlaciones entre los reactivos fueron lo suficientemente grandes para realizar el análsis de factores. Los tres factores obtuvieron valores eigen mayores a 1, según el criterio de Kaiser y en combinación los tres factores explicaban un 55.6% de la varianza (veáse tabla 3).

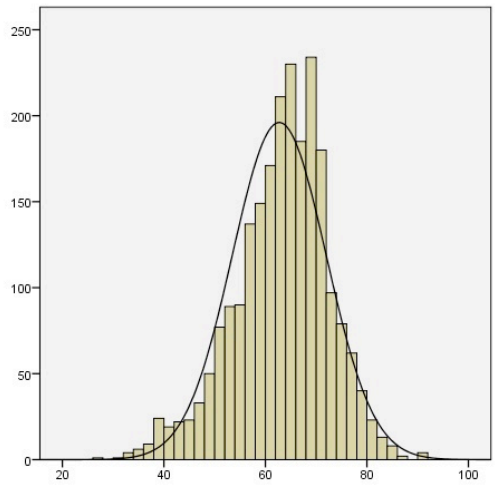
TABLA 2.
Cargas Factoriales, valores Eigen, % varianza explicada, % varianza acumulada y Comunalidades del segundo análisis de factores exploratorio de la Escala de Compromiso Organizacional.

	Factor			
Reactivo	1	2	3	h^2
1	.76			.608
2	.82			.671
3	.84			.706
4	.75			.571
5	.61			.364
7			.54	.279
8			.74	.583
10			.74	.579
11		.60		.503
12		.80		.647
13		.86		.690
14		.73		.515
Valor Eigen	3.827	1.715	1.173	
% Varianza Explicada	31.89	14.29	9.78	
%Varianza Acumulada	31.89	46.19	55.96	

Nota: *Reactivo eliminado; valores en blanco obtuvieron cargas factoriales menores a .30.

Como parte del segundo objetivo, se realizaron varios análisis de factores confirmatorios para examinar el modelo tridimensional de la ECO a través de modelos de ecuaciones estructurales. No obstante, antes de realizar los análisis de factores confirmatorios con el programa AMOS de IBM SPSS versión 20.0, se examinó si las puntuaciones de la ECO se distribuían normalmente para justificar el uso de la técnica de máxima verosimilitud. Alguna de la literatura (e.g., Chou & Bentler, 1995; Curran, West & Finch, 1996; Finney & Stefano, 2013; Muthén & Kaplan, 1985) sugiere que no hay problemas con la normalidad de la distribución de las puntuaciones si la curtosis y la oblicuidad son menores a 2 y 7, respectivemente . De esta forma, la curtosis fue igual a .444 y la oblicuidad fue igual a -.485, por lo que están dentro de lo sugerido. También existen autores (e.g., Blunch, 2013) que recomiendan el uso de histogramas para examinar si la distribución de las puntuaciones se distribuye normalmente, así que en la figura 2 se puede apreciar que las puntuaciones de la ECO tienden a distribuirse normalmente. También se examinó las puntuaciones extremas o "outliers" con el uso de los "box plots" y se identificaron 18 de ellas. Se llevaron a cabo los análisis con las puntuaciones extremas y omitiendolas, tal y como lo recomienda Aguinis, Gottfredson y Joo (2013), encontrándose que no se alteraban los resultados; de esta forma, se decidió mantener las puntuaciones extremas. Además, se consideró que la escala de medición utilizada era ordinal, una Likert de seis categorías; de esta forma, Finney y Stefano (2013) señalan que si las puntuaciones se distribuyen cerca de lo normal y al menos tienen cinco categorías, se pueden tratar como una variable continua sin que se distorsionen los índices de ajuste grandemente. Por otra parte, para examinar si los datos estaban sesgados, se evaluó que el modelo propuesto cumpliera con los supuestos de regresión multivariada. De esta forma, se comprobó que todas las variables eran cuantitativas y que su varianza fuera mayor a cero. Además, se examinó la multicolinearidad de las variables o reactivos al realizarse un análisis de regresión y se obtuvó una R2 = .734, mientras que el "Variance Inflation Factor (VIF)" fluctuó entre 1.260 y 2.493, y la tolerancia estadística osciló entre.401 y .793. Según Kline (2011), si la R2 es <.90, el VIF es <10 y si la tolerancia estadística es > .10, se puede considerar que los datos o las variables no tienen problemas de multicolinearidad. Por lo tanto, los datos analizados en la presente investigación parecen no tener problemas de multicolinearidad. Dado que al parecer los datos cumplen con los supuestos de los modelos de ecuaciones estructurales, se procedió con los análisis de factores confirmatorios.

FIGURA 2.
Histograma de la distribución de las puntuaciones de la ECO.



Para evaluar los resultados del análisis de factores confirmatorio se utilizaron varios índices de ajuste de los modelos de ecuaciones estructurales. Kline (2016) recomienda el uso de al menos cuatro índices de ajuste, aunque se pueden reportar más. Uno de los índices que se reporta es Chi-Cuadrado ($\chi 2$). Este es un índice fundamental de ajuste absoluto y básicamente es el mismo que se utiliza cuando se desea examinar la asociación

entre variables nominales; no obstente, la diferencia crucial cuando se usa como un indice de ajuste en el modelo de ecuaciones estructurales es que el/la investigador/a busca que no haya diferencias entre las matrices para apoyar que el modelo probado es representativo de los datos (Hair, Black, Babin & Anderson, 2010). Dado que el $\chi 2$ es sensible al tamaño de la muestra y por tanto aumenta la probabilidad de rechazar el modelo hipotetizado cuando el tamaño de la muestra aumenta, se recomienda tomar en cuenta otros índices (Marsh, Balla & Hau, 1996). De esta forma, también se utilizó el Error Medio al Cuadrado de Aproximación (Root Mean Square Error of Aproximation, 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).

Además, se utilizó Residual Estandarizado de la Raíz Cuadrada Media (SRMR; (Littlewood Zimmerman & Bernal García, 2011), el cual examina la diferencia promedio entre las varianzas y covarianzas pronosticadas y observadas, basadas en el error estandar residual. A menor sea el SRMR, mejor el ajuste del modelo y para considerar un modelo aceptable el mismo debe ser igual o menor a .05. Otro indice de ajuste absoluto utilizado fue el Indice de Bondad de Ajuste (Goodnes of Fit Index, GFI; por sus siglas en inglés) y es el porcentaje de la covarianza observada explicada por la covarianza teórica. Valores superiores a .90 son considerados como aceptables para apoyar el modelo, aunque otros prefieren que sean iguales o mayores a .95 (Hair et al., 2010). Por otro lado, se utilizó como un índice de ajuste incrementado, el Indice de Ajuste Comparativo de Bentler (Comparative Fit Index; CFI; por sus siglas en inglés) para comparar el modelo teórico con el modelo nulo que asume que las variables latentes del modelo no se correlacionan entre sí y valores superiores a .90 se consideran aceptables (Hair et al., 2010). Otro índice de ajuste incrementado es el Indice Tucker-Lewis (TLI; por sus siglas en inglés) y el mismo refleja la proporción en que el modelo teórico mejora el ajuste en relación al modelo nulo (Littlewood Zimmerman & Bernal García, 2011). Valores superiores a .90, se consideran aceptables. Por último, se uso el Indice de Ajuste de Parsimonia Comparada (PCFI; por sus siglas en inglés). El PCFI se usa para examinar la complejidad/parsimonia de los modelos probados y cuando se comparan modelos, el modelo con el menor PCFI es el mejor (Littlewood Zimmerman & Bernal García, 2011).

Así que en la tabla 5 se pueden observar los índices de ajustes obtenidos por el modelo tridimensional. Además, se pueden observar los índices de ajustes obtenidos tanto con la muestra de calibración como con la muestra de validación en el modelo tridimensional. Se hace necesario señalar que al modelo tridimensional no se le tuvo que hacer modificaciones.

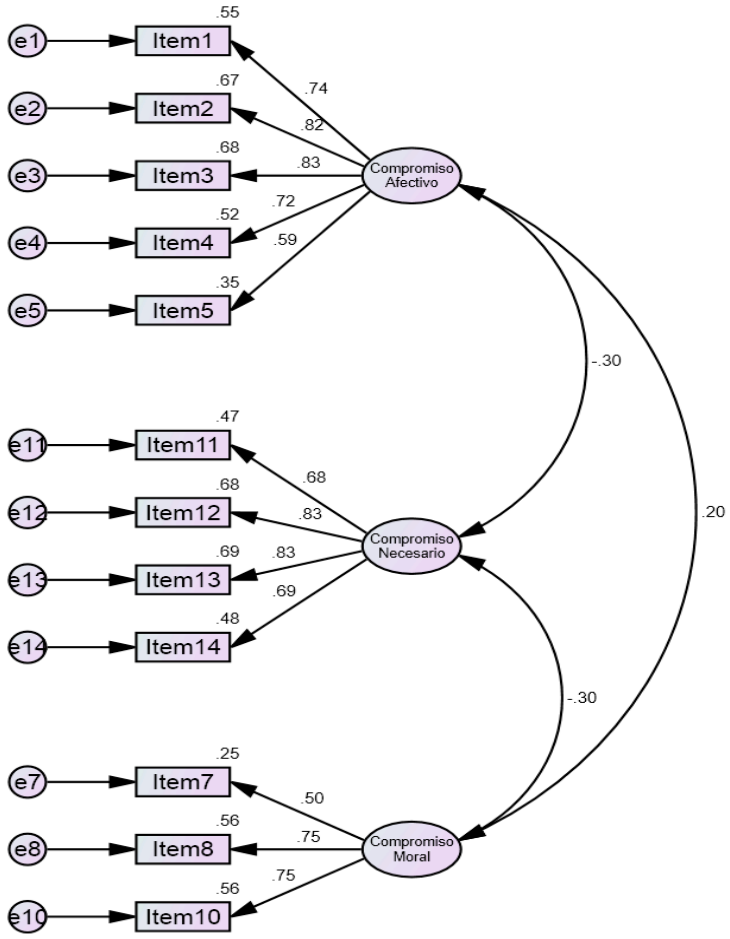
TABLA 5.
Resultados de los Índices de Ajuste del Modelo Tridimensional de la Escala de Compromiso Organizacional-Revisada (ECO-R).

Muestra	X^2	gl	RMSEA (IC)	CFI	TLI	PCFI	SRMR	GFI
Calibración (n_1)	331.43*	51	0.69 (.062-.076)	.95	.94	.74	.0500	.95
Validación (n_2)	403.34*	51	.079 (.072-.086)	.93	.91	.72	.0585	.94

Nota:*p<.05; n_1 = 1156, n_2 = 1117; RMSEA= Aproximación de la Raíz Cuadrada Media del Error, CFI=Índice de Ajuste Comparativo, TLI= Índice Tucker-Lewis, PCFI= Índice de Ajuste Parsimonia Comparado, SRMR= Residual Estandarizado de la Raíz Cuadrada Media, GFI= Índice de Bondad de Ajuste, IC=Intervalo de Confianza.

En la figura 3 se pueden observar los resultados del modelo tridimensional de la ECO-R y las cargas factoriales obtenidas por cada reactivo. Merece la pena mencionarse que todos los reactivos obtuvieron cargas factoriales iguales o mayores a .50, tal y como Kline (2011) lo sugiere.

FIGURA 3.
Resultados del modelo tridimensional final de la ECO-R con las cargas factoriales obtenidas por cada reactivo.



También se examinó la validez de constructo mediante un análisis de correlación entre las escalas de la ECO-R. En la tabla 6 se puede apreciar que la escala de compromiso afectivo fue la que obtuvo el coeficiente de correlación más alto con la puntuación total de la ECO-R; mientras que la más baja fue con la escala de compromiso necesario y ambas fueron mayores a .50, tal y como lo sugiere alguna literatura (e.g., Hair, Black, Babin & Anderson, 2010). Por otro lado, los coeficientes de correlación obtenidos entre las escalas de la ECO-R fueron mucho más bajos en comparación con los obtenidos con la puntuación total.

TABLA 6.
Matriz de correlación entre las Escalas de la ECO-Revisada.

Escala/Subescala	CO	CA	CM	CN
Compromiso Organizacional (CO)	1			
Compromiso Afectivo (CA)	.94*	1		
Compromiso Moral (CM)	.68*	.19*	1	
Compromiso Necesario (CN)	.58*	-.39*	-.31*	1

Nota: n=2,273; *significativo.

Por otro lado, en la tabla 7 se puede apreciar la confiabilidad obtenida por las escalas de la ECO-R mediante la técnica alfa de Cronbach, las cuales fluctuaron entre .71 a .87 y se hace pertinente señalar que la consistencia interna de la ECO-R en su totalidad fue igual a .51, la misma es una sumamente baja. De igual forma, se puede observar en dicha tabla que se realizaron estadísticas descriptivas tales como la media, desviación estándar, error estándar de medición, entre otras, como parte del proceso de normalización de las escalas de la ECO para facilitar la interpretación de los resultados que se obtengan de las mismas.

TABLA 7.
Estadísticas descriptivas y coeficientes de confiabilidad de las escalas de la ECO-Revisada.

Escala	Compromiso Afectivo	Compromiso Moral	Compromiso Necesario
Núm. Reactivos	5	3	4
Media	21.61	14.77	11.86
Desviación Estándar	6.58	3.85	6.18
Alfa de Cronbach	.87	.71	.84
Error Estándar de Medición	2.37	2.07	2.47
Rango Posible	5 - 30	3 - 18	4 - 24
Intervalo Confianza de 95%	±5	±4	±5

Nota: n=2,273.

DISCUSIÓN

El propósito de la presente investigación fue revisar las propiedades psicométricas y la estructura interna de la Escala de Compromiso Organizacional utilizando el modelo de ecuaciones estructurales. Primeramente, se realizaron varios análisis de reactivos por dimensión y se eliminó el reactivo número 15 perteneciente a la dimensión de compromiso necesario, dado que obtuvo un índice de discriminación menor a .30.

Se llevaron a cabo dos análisis de factores exploratorios se eliminaron los reactivos números 6 y 9 de la dimensión de compromiso moral del primer análisis, ya que ambos obtuvieron cargas factoriales menores a .30 en el factor al cual supuestamente pertenecían y obtuvieron cargas factoriales negativas y mayores a .30 en un cuarto factor. Los resultados del primer análisis de factores produjo cuatro factores, dado que estos dos reactivos cargaron en el mismo, pero los restantes reactivos obtuvieron cargas mayores a .30 en sus respectivos factores, tal y como Kline (1993, 1994, 2000) lo sugiere. Para el segundo análisis de factores exploratorio se eliminaron del mismo dichos reactivos y los resultados sugieren que los 12 reactivos restantes tienden a apoyar la estructura interna de tres factores de la ECO-R.

Esta nueva versión de 12 reactivos de la ECO-R se sometió a varios análisis de factores confirmatorios usando el modelo de ecuaciones estructurales para examinar su estructura interna. El modelo tridimensional

obtuvó índices de ajuste entre adecuados y buenos, según alguna de la literatura (e.g., Littlewood Zimmerman & Bernal García, 2011). Además, todos los reactivos obtuvieron cargas factoriales iguales o mayores a .50 tal y como lo sugiere Kline (2011). De esta forma, los análisis de factores confirmatorios usando el modelo de ecuaciones estructurales apoyan el modelo de tres factores.

Los coeficientes de correlación obtenidos entre las tres escalas de la ECO-R con la puntuación total compuesta de las tres escalas fueron todos mayores a .50, lo cual es lo sugerido por alguna de la literatura (Hair et al., 2010) para apoyar validez de constructo de tipo convergente. No obstante, es importante señalar que la baja confiabilidad obtenida por el conjunto de los reactivos de las tres escalas como una puntuación compuesta parece poco apropiada. Mientras que los coeficientes de correlación entre los tres tipos de compromiso fueron entre bajos y moderados, según los criterios de Cohen (1988). El coeficiente de correlación obtenido entre el compromiso afectivo con el compromiso moral fue uno bajo ($r=.19$, $p<.05$), lo cual es contrario a lo encontrado en la literatura que indica que las correlaciones más fuertes son entre estos dos tipos de compromiso (e.g., Meyer, Stanley, Herscovith & Topolnytsky, 2002). Inclusive existen estudios (Ko, Price & Mueller., 1997; Lee & Chulguen, 2005) los cuales indican que es muy difícil separar el compromiso afectivo del compromiso moral empíricamente; sin embargo, en el presente estudio al igual que en el estudio de Xu y Bassham (2010), estos tipos de compromiso parecen no tener problemas en diferenciarse. Por otro lado, el compromiso necesario correlacionó de forma inversa con el compromiso afectivo y el compromiso moral ($r= -.39$ & $r= -.30$, $p<.05$, respectivamente). Esto es en parte cónsono con la literatura en la dirección de esas relaciones, pero no en la intensidad ya que Meyer et al. (2002) encontraron un coeficiente de correlación igual a $r=.05$ entre el compromiso afectivo y el compromiso necesario. Estas correlacones bajas y moderadas entre las tres escalas de la ECO tienden a sugerir que son medidas independientes. Es decir, se debería considerar que estas tres escalas miden un componente diferente de compromiso organizacional, los cuales son el afectivo, moral y necesario. Sin embargo, existen autores (e.g., Solinger, Olffen & Roe, 2008) que critican el modelo de compromiso organizacional propuesto por Meyer y Allen (1991) tildándolo de inconsistente y que los componentes de compromsio afectivo, moral y necesario no pueden ser considerados como componentes de un mismo fenómeno actitudinal.

Por otro lado, no todos los componentes del compromiso organizacional son igualmente beneficiosos, ya que Meyer y Allen (1997) sugieren que las personas empleadas con un alto compromiso necesario, pudieran desempeñarse pobremente, manifestar menos conductas de ciudadanía organizacional y exhibir mayores comportamientos disfuncionales que aquellos con un compromiso necesario más débil. Más allá, existe evidencia de que la escala de compromiso necesario examinada en el presente estudio se ha correlacionado de forma inversa con el constructo de ciudadanía organizacional en cuatro diferentes investigaciones en Puerto Rico (Rosario-Hernández & Rovira Millán, 2006, 2011, 2014; Santos Torres & Rodríguez Irizarry, 2009) y que dichas correlaciones promediadas fue igual a $r= -.19$. Mientras que el compromiso afectivo y el compromiso moral obtuvo un coeficiente de correlación promedio igual a $r=.31$ en dichas investigaciones.

En cuanto a la confiabilidad de las tres escalas de la ECO-R obtuvieron coeficientes entre aceptables y buenos, tal y como lo sugiere alguna de la literatura (DeVellis, 2012; Spector, 1992) e inclusive hubo una mejora en la consistencia interna de las subescalas de compromiso afectivo y

compromiso neceario. Sin embargo, el coeficiente alfa de Cronbach obtenido por el conjunto de los 12 reactivos como una medida global de compromiso organizacional estuvo muy por debajo de lo esperado (α = .51) , lo que nos lleva a recomendar que no se utilice una medida global de compromiso organizacional por esa baja confiabilidad. Por último, se llevó a cabo el proceso de normalización de las escalas de la ECO-R como componentes del compromiso organizacional, los cuales proveen un punto de referencia para que en futuras investigaciones se puedan examinar los tres componentes del compromiso organzacional y hacerse comparaciones con este grupo de referencia.

LIMITACIONES

La muestra fue seleccionada por disponibilidad y por tanto, no se pueden generalizar los hallazgos a la población de personas empleadas en Puerto Rico. También podemos considerar como una limitación que los datos fueron obtenidos de varias investigaciones, aunque quizás no es del todo negativo por hacer la muestra una más heterogénea. No obstante, el que los datos provengan de varias investigaciones no permitió la recolección uniforme de ciertas variables; por ejemplo, no se pudo correlacionar las escalas de la ECO con otros instrumentos tales como ciudadanía organizacional, satisfacción laboral, engagement con el trabajo, justicia organizacional, deseabilidad social, entre otros, para examinar la validez de constructo tanto de tipo convergente como divergente. Además, hubiese resultado de interés la creación de normas por tipo de organización (pública vs.privada), tipo de puesto (gerencial vs. no gerencial), entre otras. Una última limitación fue que no se examinó la confiabilidad de la ECO a través del tiempo, lo cual es importante para evaluar cómo se mantienen los tres componentes del compromiso organizacional a través del tiempo.

RECOMENDACIONES

Se recomienda que se utilicen las tres escalas de la ECO para medir los tres componentes del compromiso organizacional de forma independiente, ya que los resultados apoyan que los tres tipos de compromiso producen puntuaciones independientes y que tienden a medir diferentes componentes del compromiso organizacional. Además, se recomienda no utilizar una puntuación global del compromiso organizacional con la suma de los tres componentes por su baja consistencia interna. Por otro lado, se recomienda para futuras investigaciones someter a prueba las tres escalas de la ECO-R, basándose en las críticas de Solinger et al. (2008), para examinar si las mismas predicen actitudes hacia la organización, o por el contrario la intención de permanecer o retirarse de la organización.

CONCLUSIÓN

En conclusión, se puede decir que las tres nuevas versiones de las escalas de la ECO son unas medidas con excelentes propiedades psicométricas, ya que las tres escalas poseen buena consistencia interna ya que los tres componentes obtuvieron coeficientes alfa de Cronbach superiores a .70. Sin embargo, la confiabilidad a nivel global de la ECO fue inferior a lo establecido y por tanto, no se recomienda el uso de la misma. Por otro lado, la estructura interna de tres factores de la ECO fue apoyada por los análisis de factores exploratorios y por los confirmatorios a través de los modelos de ecuaciones estructurales. Por último, la creación de normas brinda la oportunidad para que las tres escalas de la ECO puedan ser utilizadas tanto en investigaciones y aplicaciones prácticas dentro de las organizaciones por los psicólogos y las psicólogas industriales en Puerto Rico para que las mismas sean más eficientes y efectivas.

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

Byrne, B.M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programing.* Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Blunch, N.J. (2013). *Introduction to structural equation modeling using IBM SPSS Statistics and AMOS*. Thousand Oaks, California: SAGE Publication, Inc.

Browne, M.W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), Testing structural equation models (pp.136-162). Newbury Park, CA: SAGE Publications.

Chou, C. & Bentler, P.M. (1995). Estimates and tests in structural equation modeling. En R.H. Hoyle (Ed.)., *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pgs. 37-55). Thousand Oaks, California: SAGE Publication, Inc.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Cooper-Hakim, A., & Viswesvaran, C. (2005). The construct of work commitment: Testing an integrative framework. *Psychological Bulletin, 131*(2), 241-259. doi: 10.1037/0033-2909.131.2.241

Curran, P.J., West, S.G. & Finch, J.F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods, 1*, 16-29.

Dalal, R. S. (2005). A meta-analysis of the relationship between organizational citizenship behavior and counterproductive work behavior. *Journal of Applied Psychology, 90(6)*, 1241-1255. doi: 10.1037/0021-9010.90.6.1241

DeVellis, R. F. (2012). *Scale Development: Theory and Applications*. California: SAGE Publications.

Farrell, D., & Stamm, C. L. (1988). Meta-analysis of the correlates of employee absence. *Human Relations, 41*, 211-227. doi: 10.1177/001872678804100302

Finney, S.J. & Stefano, C. (2013). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. En G.R. Hancock & R.O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pgs. 439-492). Charlotte, NC: Information Age Publishing, Inc.

Furr, R.M. (2011). *Scale construction and psychometrics for social and personality psychology*. Los Angeles: SAGE Publications.

Hair, J.F., Black, W.C., Babin, B.J. & Anderson, R.E. (2010). *Multivariate data analysis*. New Jersey: Pearson Prentice-Hall. 7th Edition.

Hirsch, P. (1987). *Pack your own parachute: How to survive mergers, takeovers, and other corporate disasters.* Reading, MA: Adison Wesley.

Hu, L. & 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. doi:10.1080/10705519909540118

Ko, J.W., Price, J.L. & Mueller, C.W. (1997). Assessmet of Meyer and Allen's three-component model of organizational commitment in South Korea Journal of Applied Psychology, 82, 961-973. Ko,J.W., Price, J.L. & Mueller, C.W. (1997). Assessmet of Meyer and Allen's three-component model of organizational commitment in South Korea Journal of Applied Psychology, 82, 961-973. doi:10.1037/0021-9010.82.6.961

Kline, P. (1993). *The Handbook of Psychological Testing*. New York: Routledge.

Kline, P. (1994). *An easy guide to factor analysis*. New York: Routledge.

Kline, P. (2000). *A psychometric primer*. London: Free Association Books.

Kline, R.B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.

Kline, R.B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.

Lee, J.A. & Chulguen, Y. (2005). Factor structure of organzational commitment: Differences between U.S. and South Korean samples. *Psychological Reports, 96*, 595-602.

Littlewood Zimmerman, H.F. & Bernal García, E.R. (2011). *Mi primer modelamiento de ecuación estructural: LISREL.* Medellín, Colombia: Centro de Investigaión en Comportamiento Organizacional (CINCEL).

Marsh, H.W., Balla, J.R. & Hau, K.T. (1996). An evaluation of incremental fit indeces: A clarification of mathematical and empirical properties (315-353). En G.A. Marcoulides & R.E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques.* Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Mathieu, J. E. & Zajac, D. M., (1990). A review and meta-analysis of the antecedents, correlates, and consequences of organizational commitment*. Psychological Bulletin, 108*(2), 171-194. doi: 10.1037/0033-2909.108.2.171

Mercado Jiménez, W. (2012). *Relación entre compromiso organizacional y motivación intrínseca y extrínseca: Un estudio entre los empleados públicos de la Universidad de Puerto Rico en Arecibo*. Disertación inédita para la Universidad Interamericana de Puerto Rico, Centro de Estudios Graduados en Desarrollo Empresarial y Gerencial, San Germán, Puerto Rico.

Meyer, J.P. & Allen, N.J. (1991). A three component conceptualization of organizational commitement. *Human Resources Management Review, 1*, 61-89. doi: 10.1016/1053-4822(91)90011-Z

Meyer, J.P. & Allen, N.J. (1997). *Commitment in the workplace: Theory, research, and application*. Thousand Oak, CA: SAGE Publications.

Meyer, J.P., Stanley, D.J., Herscovitch, L. & Topolnytsky, L. (2002). Affective, continuance, and normative commitment to the organizations: A meta-analysis of antecedents correlates, and consequences. *Journal of Vocational Behavior, 61*, 20-52. doi: 10.1006/jvbe.2001.1842

Miner, J.B. (1992). I*ndustrial-organizational psychology.* New York: McGraw-Hill, Inc.

Muthén, B.O. & Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert varibles: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 45*, 19-30. doi: 10.1111/j.2044-8317.1992.tb00975.x

Newstrom, J.W. & Davis, K. (1997). *Organizational behavior:Human behavior at work.* New York: McGraw Hill**,** Inc.

Olavarría Soto, L. (2007). *La relación de las conductas discrecionales, supervisión abusiva, actitudes de trabajo y algunas variables sociodemográficas*. Disertación inédita para la Pontificia Universidad Católica de Puerto Rico, Instituto de Estudios Graduados y Ciencias de la Conducta, Ponce, Puerto Rico.

Quintero Torres, M. B. (2010). *El compromiso organizacional y su relación con el cinismo, el contrato psicológico y el apoyo organizacional percibido*. Disertación inédita sometida como requisito parcial al grado de Doctor en Filosofía en Psicología Industrial Organizacional, Universidad Carlos Albizu, San Juan, Puerto Rico.

Riketta, M. (2002). Attitudinal organizational commitment and job performance: A meta-analysis. *Journal of Organizational*

Behavior, 23, 257-266. doi: 10.1002/job.141

Rodríguez Irizarry, A. (2003). *Comparación de Satisfacción Laboral en los Empleados Gerenciales y No Gerenciales y su Relación con el Compromiso Organizacional y Variables Sociodemográficas*. Disertación doctoral sin publicar. Pontificia Universidad Católica de Puerto Rico, Ponce, Puerto Rico.

Rodríguez Rosa, J. (2003). *Los efectos de la satisfacción laboral, compromiso organizacional, justicia organizacional, contrato psicológico y variables sociodemográficas en la manifestación de comportamientos relacionados a la ciudadanía organizacional*. Tesis de maestría inédita de la Pontificia Universidad Católica de Puerto Rico.

Rosario-Hernández, E. (2002). Desarrollo y validación de la Escala de Compromiso Orgaizacional (ECO). *Revista Puertorriqueña de Psicología*, *13*, 185-198.

Rosario-Hernández, S. (2005). *Correlación entre comportamientos discrecionales en sus dimensiones de ciudadanía organizacional y conductas contraproducentes con satisfacción laboral y las variables sociodemográficos de género, tipo de empresa y la posibilidad de renunciar al empleo.* Tesina inédita sometida como requisito para el grado de Maestría en Administración de Empresas con especialidad en Recursos Humanos, Universidad del Turabo, Gurabo, Puerto Rico.

Rosario-Hernández, E. & Rovira Millán, L.V. (2006a). Posibles predictores de las conductas de ciudadanía organizacional en una muestra de empleados en Puerto Rico. *Revista Interamericana de Psicología Ocupacional, 25(2)*, 71-86.

Rosario-Hernández, E. & Rovira Millán, L.V. (2006b). *La relación entre las conductas discrecionales en el trabajo con los cinco factores de la personalidad y estilos de la personalidad* personalidad. Presentación dada en la 53ra Convención Anual de la Asociación de Psicología de Puerto Rico: "Metáforas mente y cuerpo: Implicaciones para la práctica de la psicología",26-28 de octubre de 2006 en el Hotel Condado Plaza, San Juan, Puerto Rico.

Rosario-Hernández, E. & Rovira Millán, L.V. (2011). La relación entre las manifestaciones de conductas de ciudadanía organizacional con los cinco factores de la personalidad, satisfacción laboral, compromiso organizacional, justicia organizacional y contrato psicológico. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, *22*, 72-100.

Rosario-Hernández, E. & Rovira Millán, L.V. (2014). Posibles predictores de las conductas deiscrecionales en el lugar de trabajo en una muestra de personas empleadas en Puerto Rico. *Revista Puertorriqueña de Psicología, 25(2)*, 202-223.

Santiago Ginestre, J.J. (2012). *Compromiso organizacional, motivación laboral y ciudadanía organizacional: Diferencias en una muestra de empleados de la fuerza multigeneracional en Puerto Rico.* Disertación doctoral sin publicar. Pontificia Universidad Católica de Puerto Rico, Ponce, Puerto Rico.

Santos Torres, J., Rosario-Hernández, E. y Rodríguez Irizarry, A. (2009). Los comportamientos discrecionales y su relación con las actitudes de trabajo y los rasgos de personalidad desde el modelo de los cinco factores. *Revista Interamericana de Psicología Ocupacional, 28(2)*, 120-137.

Spector, P. E. (1992). *Summated Rating Scale Construction:An introduction*. California: SAGE Publications.

Suman, S. & Srivastava, A.K. (2012). Antecedents of organizational commitment across hierarchical levels. Psychology and Developing Sciences, 24(1), 61-83. doi:10.1177/097133361102400103

Velilla García, C.S. (2005). *Relación entre ciudadanía organizacional, satisfacción*

en el trabajo y compromiso organizacional en empleados de seguridad. Disertación inédita para la Universidad Interamericana de Puerto Rico, Recinto de San Germán, Programa Doctoral en Desarrollo Empresarial y Gerencial, San Germán, Puerto Rico.

Xu, L. & Bassham, LS. (2010). Reexamination of factor structure and psychometric properties of the three-component model of organizational commitment. North American Journal of Psychology, 10(2), 297-312.

Zayas Ortiz, M. (2011). *Relación entre las manifestaciones de ciudadanía organizacional con el compromiso organizacional, la justicia organizacional y la satisfacción laboral en una muestra de empleados de la banca privada.* Disertación inédita para la Universidad Interamericana de Puerto Rico, Centro de Estudios Graduados en Desarrollo Empresarial y Gerencial, San Germán, Puerto Rico.