

# Propiedades Psicométricas del Cuestionario para Evaluar la Disposición al Cambio Organizacional (CEDCO-SF): Versión Corta para España y Colombia

## Psychometric Properties of the Questionnaire to Assess the Disposition towards Organizational Change (CEDCO-SF): Short Form for Spain and Colombia

Mónica García-Rubiano<sup>1</sup>, Ronald Toro<sup>2</sup> y Pedro Antonio Díaz-Funez<sup>3</sup>

### Resumen

La disposición al cambio organizacional es una variable clave en los modelos de comportamiento organizacional, actuando como antecedente, consecuente, mediadora o moderadora. El Cuestionario para Evaluar la Disposición al Cambio Organizacional (CEDCO) ha demostrado ser una medida válida y confiable; sin embargo, su extensión ha generado la necesidad de una versión abreviada sin comprometer su calidad psicométrica. Este estudio tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas del CEDCO en una muestra española, desarrollar una versión abreviada y verificar su validez y fiabilidad en población colombiana. Participaron 686 trabajadores adultos (292 colombianos y 394 españoles) provenientes de diversos sectores económicos. Se obtuvo una versión de 47 ítems con propiedades psicométricas sólidas para España, y una versión de 23 ítems válida para ambos contextos. La fiabilidad fue evaluada mediante los índices Alfa de Cronbach y Omega de McDonald, y la validez de constructo mediante Análisis Factorial Confirmatorio. Se incluye como apéndice la versión abreviada del CEDCO.

**Palabras clave:** disposición al cambio, instrumentos de evaluación, propiedades psicométricas, validez, confiabilidad

### Abstract

Organizational change readiness is a key variable in organizational behavior models, acting as a predictor, outcome, mediator, or moderator. The Organizational Change Readiness Questionnaire (CEDCO) has proven to be a valid and reliable measure; however, its length has prompted the need for a shorter version without compromising psychometric quality. This study aimed to assess the psychometric properties of the CEDCO in a Spanish sample, develop an abbreviated version, and test its validity and reliability in a Colombian sample. A total of 686 working adults participated (292 Colombians and 394 Spaniards) from various economic sectors. A 47-item version for Spain showed solid psychometric properties, and a 23-item abbreviated version was validated for both contexts. Reliability was assessed using Cronbach's Alpha and McDonald's Omega, and construct validity was tested using Confirmatory Factor Analysis. The original three oblique dimensions were retained. The abbreviated CEDCO is included as an appendix to this article.

**Keywords:** willingness to change, assessment test, psychometric properties, validity, reliability

Apoyo institucional: Los autores agradecen a las Universidades patrocinadoras del proyecto de investigación institucional (Acta de inicio firmada el 21 de febrero de 2022).

<sup>1</sup>PhD. Universidad Católica de Colombia. Docente Investigador. Correo: [mgarcia@ucatolica.edu.co](mailto:mgarcia@ucatolica.edu.co) <https://orcid.org/0000-0002-7699-502X>

<sup>2</sup>PhD. Universidad Católica de Colombia. Docente Investigador. Casa de Psicología, bloque K, Avenida Caracas # 46-22, Bogotá, Colombia. Tel.: +57 1 3277300 Correo: [ratoro@ucatolica.edu.co](mailto:ratoro@ucatolica.edu.co) <https://orcid.org/0000-0001-6061-3499> (Autor de correspondencia)

<sup>3</sup>PhD. Universidad de Almería, España. Docente Investigador. Correo: [pfunez@ual.es](mailto:pfunez@ual.es) <https://orcid.org/0000-0002-3268-1459>

*Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP* · N°77 · Vol. 3 · 45-54 · 2025

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

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

## Introducción

El cambio organizacional es un proceso dinámico que implica la transformación de una organización y sus prácticas, impactando tanto en su cultura como en su estructura. Grant et al. (2005) sostienen que este fenómeno es multifacético y se desarrolla a través de la negociación social, influenciando actitudes y comportamientos en distintos niveles organizacionales. Este proceso no es lineal, sino que involucra la interacción de múltiples variables y actores, lo que hace necesario su análisis desde diferentes perspectivas teóricas y metodológicas (Chiloane-Tsoka, 2013; García-Rubiano & Forero-Aponte, 2020).

Desde una perspectiva teórica, se ha identificado que el cambio organizacional opera en tres niveles: individual, grupal y organizacional (Walk & Handy, 2018). Vakola (2013) resalta que este proceso debe analizarse desde un enfoque holístico que considere factores demográficos, culturales y políticos, los cuales inciden en la adaptación organizacional y pueden generar efectos en la productividad y bienestar de los empleados. Además, la literatura especializada ha evidenciado que el éxito del cambio organizacional depende en gran medida de la capacidad de las organizaciones para gestionar la resistencia al cambio, un fenómeno que surge cuando los empleados perciben amenazas a su estabilidad laboral o personal (Rodríguez & Mladinic, 2016; Cunningham et al., 2002).

González (2010) plantea que el cambio organizacional se estructura en tres dimensiones: valores y aspectos sociodemográficos, variables del comportamiento organizacional y transformaciones poco predecibles. En este sentido, Vesga et al. (2021) destacan su naturaleza multicausal y multinivel, vinculada a variables como la actitud, motivación, contrato psicológico, engagement, liderazgo y cultura organizacional (García-Rubiano & Forero-Aponte, 2010, 2016, 2020; Vesga et al., 2020). Investigaciones recientes han abordado el impacto del cambio organizacional en el bienestar de los empleados, destacando la importancia de la comunicación y la participación en la planificación para reducir el estrés y la incertidumbre (Choi, 2011).

Diversos estudios han desarrollado instrumentos para evaluar el cambio organizacional.

Bouckenoghe et al. (2009) diseñaron el "Cuestionario de Cambio Organizacional", compuesto por 42 ítems distribuidos en 11 escalas, con alfas de Cronbach entre .68 y .89. Husain y Farooq (2013) propusieron un cuestionario que mide cambio y Balanced Scorecard, con 41 ítems y un análisis factorial exploratorio que evidenció 16 dimensiones con una varianza explicada del 97.12%. En el ámbito hispano, destaca la escala de actitud al cambio validada por Rabelo-Neiva et al. (2004), que mide cinismo, temores y aceptación del cambio. Estos instrumentos han sido fundamentales para evaluar la efectividad de los procesos de cambio en diferentes contextos organizacionales.

En Colombia, García-Rubiano et al. (2007) diseñaron un instrumento de 55 ítems y 12 subescalas, revisado posteriormente por García-Rubiano y Forero-Aponte (2010), quienes optimizaron su estructura, logrando un Alfa de Cronbach de .86. Posteriormente, Forero et al. (2016) desarrollaron el Cuestionario para Evaluar la Disposición al Cambio Organizacional (CEDCO), con un Alfa de Cronbach entre .73 y .85. Este instrumento ha permitido ampliar la comprensión sobre la disposición al cambio en diversas organizaciones y ha sido aplicado en distintos sectores productivos para evaluar su impacto en el desempeño organizacional.

El presente estudio analiza la versión revisada del CEDCO propuesta por García-Rubiano et al. (2020), cuyo análisis factorial exploratorio y confirmatorio reportó altos niveles de confiabilidad (individual=.89, grupal=.95, organizacional=.92, total=.92). Sin embargo, dado que algunos resultados estructurales no fueron concluyentes, se busca optimizar este instrumento y desarrollar una versión abreviada que facilite su aplicación en diversos contextos organizacionales. Una versión más corta permitiría su uso en estudios transculturales, especialmente en España y Colombia, ampliando su aplicabilidad y robustez como herramienta de medición. Esta optimización es clave para futuras investigaciones y aplicaciones prácticas, permitiendo a los profesionales en gestión del cambio contar con una herramienta eficaz para evaluar la disposición al cambio en distintos entornos organizacionales y formular estrategias más ajustadas a cada contexto.

De esta manera, el objetivo fue identificar las propiedades psicométricas del CEDCO en una muestra de España, y desarrollar una versión abreviada del test con la muestra española y luego verificar sus cualidades psicométricas en una muestra colombiana.

## Método

### Participantes

El estudio se desarrolló con una muestra de 686 adultos colombianos y españoles elegidos según los criterios de inclusión como ser mayores de edad y pertenecer a una organización, y exclusión como no aceptar la participación voluntaria o padecer impedimentos de tipo físico o mental que impidan la resolución de los instrumentos psicométricos. El muestreo fue no probabilístico intencional, en cada país participante. En la muestra de España, se conformó un  $n=394$ , en la que 237 eran mujeres (60.15%; Masculino=152, 38.58%, y 5 sin respuesta, 1.27%), con una edad media de 35.75 años ( $DE=12.69$ ), entre 18 y 65 años, y una duración de 7.82 años en la empresa ( $DE=9.29$ ). A su vez, en la muestra de Colombia, fue un total  $n=292$ , en el que participaron 201 mujeres (68.84%), y 91 hombres (31.16%), con una edad media de 34.22 años ( $DE=10.46$ ), entre 19 y 66 años, y una duración de 4.89 años en la empresa ( $DE=6.28$ ).

### Instrumentos

#### Cuestionario para Evaluar la Disposición al Cambio Organizacional (CEDCO)

Este cuestionario fue elaborado para obtener una medida de la disposición al cambio organizacional, en tres macro-dimensiones (1) dimensión individual, (2) dimensión grupal, y una (3) dimensión organizacional, que, a su vez, puede estar subdividida en siete dimensiones teóricas que son (1) aceptación, (2) motivación, (3) comunicación, (4) liderazgo, (5) conocimiento, (6) clima y (7) cultura. El CEDCO se compone de 47 ítems con formato de respuesta tipo Likert de seis opciones de respuesta (Total desacuerdo: 1, hasta Total acuerdo: 6). Durante su desarrollo inicial, los autores reportaron valores de calibración favorables a partir de la Teoría de Respuesta al Ítem como evidencias de validez y fiabilidad del instrumento original (García-Rubiano et al., 2020).

En el presente estudio, obtuvo valores de confiabilidad excelentes en la muestra de España  $\alpha=.96$  [IC95% .95 - .96], y  $\omega=.96$  [IC95% .95 - .96], y similares en la muestra de Colombia  $\alpha=.97$  [IC95% .96 - .97], y  $\omega=.97$  [IC95% .96 - .97].

### Procedimiento

El desarrollo del estudio se llevó a cabo en tres fases. En la primera fase, se elaboró un aplicativo usando la herramienta para crear formularios de *Google Forms*, en la que se incluyeron: consentimiento informado, autorización de habeas data, el instrumento psicométrico con sus respectivas instrucciones. En la segunda fase, se llevó a cabo el contacto con el personal administrativo de las distintas empresas participantes, y a los mismos empleados se envió vía email el enlace del aplicativo en el que se informaba la ausencia de consecuencias negativas para el empleado en caso de negación u omisión de participación, y el carácter voluntario de su rol. Este proceso se realizó durante los meses de marzo y mayo del 2022. En la tercera fase, se cerró el aplicativo y se hizo la descarga de la base de datos exportando del *Google Sheets* a un libro de Excel para el posterior análisis de datos.

### Análisis estadístico y psicométrico

La base de datos obtenida en un libro de Excel fue sometida a una recodificación numérica de las respuestas mediante reemplazos y filtros. Posteriormente, se exportó esta hoja a formato .csv para incorporarla al software estadístico JASP 0.16.3 (JASP Team, 2022). El JASP es un software que funciona como interfase con paquetes de R; para el desarrollo de este estudio se usó el paquete lavaan (Rosseel, 2012) del software R-Studio (versión 2021.09.2). Este paquete permite ejecutar análisis multivariados incluidos los análisis con ecuaciones estructurales, además, se usaron los paquetes: *stat* y *semTools*, para los análisis complementarios.

Se inició con la verificación de los supuestos de normalidad multivariada de las muestras española y colombiana, mediante la comprobación  $p>.05$  de la asimetría y curtosis en el coeficiente de Mardia (1970), en la que un valor por encima de .05 indica normalidad multivariada. Luego, según los valores obtenidos en los supuestos de distribución (dependiendo la normalidad

multivariante según los valores del coeficiente de Mardia), se eligió un método de estimación *ML* (estimación de máxima verosimilitud *ML*, abreviatura en inglés) o mínimos cuadrados ponderados diagonalmente *DWLS*, abreviatura en inglés), para efectuar un contraste entre la matriz de datos y los modelos teóricos formulados, en un Análisis Factorial Confirmatorio (*CFA*, abreviatura en inglés) del CEDCO.

En el desarrollo del *CFA* se compararon el modelo del CEDCO original de García-Rubiano et al. (2020), y a partir de las cargas factoriales de los 47 ítems que la componen, se eligieron aquellos con las cargas  $\lambda$  más elevadas en cada uno de los tres factores correlacionados (Modelo 1 original oblicuo). A partir de esta elección, se propuso un test nuevo tipo *short form* denominado CEDCO-SF, como un segundo modelo a verificar estructuralmente (Modelo 2 corto oblicuo), además de las diferencias estadísticamente significativas ( $\Delta\chi^2$ ,  $\Delta df$ , y  $p < .05$ ). En cada uno de los modelos revisados, en la muestra española se verificaron los indicadores de ajuste  $\chi^2$ ,  $df$ , y  $p > .05$ , además, de las medidas de ajuste comparativo, normativo y no normativos con valores esperables superiores a .95 según Hu y Bentler (1998) (Comparative Fit Index [*CFI*], Tucker-Lewis Index [*TLI*], Bentler-Bonett Non-normed Fit Index [*NNFI*], y Goodness of fit index [*GFI*]), y los errores de aproximación estandarizados y residuales (Root mean square error of approximation [*RMSEA*, *CI90%*], *RMSEA p-value*, y el Standardized root mean square residual [*SRMR*]), considerados adecuados cuando sus valores son menores a .05 y aceptables hasta .08.

Una vez propuesto el CEDCO-SF, se llevó a cabo un nuevo *CFA* con la muestra colombiana, en la que se verificaron los mismos indicadores de normalidad multivariada y luego los de ajuste estructural usados con la muestra española. Finalmente, como revisión de las propiedades psicométricas del CEDCO-SF, se indagaron los indicadores de fiabilidad del cuestionario total y las subescalas, con los índices de consistencia interna Alfa de Cronbach ordinal ( $\alpha$ ), y el coeficiente Omega de McDonald ( $\omega$ ).

### Consideraciones éticas

En el desarrollo del estudio, se aseguró el seguimiento estricto de las normas científicas,

técnicas y administrativas para la investigación en salud, descritas en el uso del consentimiento informado de participación, asegurando la protección de la privacidad de la información sociodemográfica y psicológica de los participantes. Además, al usar herramientas virtuales en la aplicación del test, se aseguró que la base de datos estuviese resguardada en una nube de datos de Google Drive protegida por las políticas institucionales y contraseñas de correos institucionales. El estudio estuvo amparado bajo las aprobaciones de los comités de ética de las instituciones universitarias patrocinadoras (Acta # CON0000472, del 17 de enero del 2022).

### Resultados

Los datos obtenidos para ambas muestras fueron revisados si cumplían los parámetros de normalidad multivariada. En la muestra de España, los valores de asimetría y curtosis multivariada no significativos obtenidos  $p < .05$  (coeficiente de Mardia: Asimetría multivariada=628.70,  $\chi^2=41284.94$ ,  $df=18424$ ,  $p < .001$ , y Curtosis multivariada=3027.70,  $z=105.98$ ,  $p < .001$ ), sugieren que los datos no tuvieron una distribución normal.

Por lo tanto, para llevar a cabo el *CFA*, en contraste con el método de máxima verosimilitud [*ML*] que requiere distribución normal multivariada, se eligió un método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente [*Diagonally Weighted Least Squares*, *DWLS*], que ha sido recomendado para distribuciones con escasa normalidad multivariada y con presencia de variables no continuas (Mindrila, 2010). En la Tabla 1 se presentan los valores lambda directos y estandarizados de cada ítem que conforman el CEDCO con la muestra española, todos con valores factoriales estadísticamente significativos, valores que indican la calidad psicométrica de los reactivos y su capacidad de aporte a cada dimensión del test: individual (cargas entre .58 y .82), grupal (cargas entre .42 y .65), y organizacional (cargas entre .49 y .76).

Posteriormente, se eligieron los ítems con las cargas factoriales más elevadas de cada una de las dimensiones del CEDCO original. Se tomó como referencia la dimensión individual dado que tenía la menor cantidad de ítems en el factor (12 ítems),

Tabla 1. Cargas factoriales de los ítems de la versión original del CEDCO con la muestra española

Factor	Ítem	$\lambda$ (lambda)	SE	z-value	IC95% Lower	IC95% Upper	$\lambda$ (Lambda) SD
Grupal	DC1	1.00	.00		1.00	1.00	.48
	DC7	.94	.04	22.09*	.85	1.02	.45
	DC8	1.15	.05	23.04*	1.05	1.24	.55
	<b>DC10</b>	<b>1.36</b>	<b>.05</b>	<b>25.38*</b>	<b>1.26</b>	<b>1.47</b>	<b>.65</b>
	<b>DC11</b>	<b>1.25</b>	<b>.05</b>	<b>23.99*</b>	<b>1.15</b>	<b>1.35</b>	<b>.60</b>
	<b>DC15</b>	<b>1.24</b>	<b>.05</b>	<b>24.61*</b>	<b>1.14</b>	<b>1.34</b>	<b>.59</b>
	DC23	.95	.04	21.38*	.86	1.04	.45
	<b>DC24</b>	<b>1.27</b>	<b>.05</b>	<b>24.66*</b>	<b>1.17</b>	<b>1.37</b>	<b>.61</b>
	DC29	.91	.04	21.48*	.83	1.00	.44
	<b>DC36</b>	<b>1.20</b>	<b>.05</b>	<b>24.17*</b>	<b>1.10</b>	<b>1.29</b>	<b>.57</b>
	<b>DC37</b>	<b>1.19</b>	<b>.05</b>	<b>23.36*</b>	<b>1.09</b>	<b>1.29</b>	<b>.57</b>
	DC42	1.14	.05	23.14*	1.04	1.23	.54
	<b>DC43</b>	<b>1.26</b>	<b>.05</b>	<b>24.57*</b>	<b>1.16</b>	<b>1.36</b>	<b>.60</b>
	DC44	.85	.04	20.60*	.77	.94	.41
	<b>DC45</b>	<b>1.23</b>	<b>.05</b>	<b>24.55*</b>	<b>1.14</b>	<b>1.33</b>	<b>.59</b>
	DC46	.87	.04	20.68*	.79	.95	.42
	DC47	1.07	.05	22.98*	.98	1.16	.51
Individual	DC16	1.00	.00		1.00	1.00	.66
	DC17	.94	.03	27.39*	.87	1.00	.62
	DC18	.98	.04	27.85*	.91	1.05	.65
	DC19	.94	.03	27.42*	.87	1.00	.62
	DC20	.87	.03	26.38*	.81	.94	.58
	DC21	.98	.04	27.99*	.91	1.05	.65
	<b>DC22</b>	<b>1.13</b>	<b>.04</b>	<b>29.75*</b>	<b>1.05</b>	<b>1.20</b>	<b>.75</b>
	<b>DC25</b>	<b>1.21</b>	<b>.04</b>	<b>30.39*</b>	<b>1.13</b>	<b>1.29</b>	<b>.80</b>
	<b>DC26</b>	<b>1.04</b>	<b>.04</b>	<b>28.75*</b>	<b>.97</b>	<b>1.12</b>	<b>.69</b>
	<b>DC27</b>	<b>1.23</b>	<b>.04</b>	<b>30.67*</b>	<b>1.15</b>	<b>1.31</b>	<b>.82</b>
	<b>DC28</b>	<b>1.05</b>	<b>.04</b>	<b>28.78*</b>	<b>.97</b>	<b>1.12</b>	<b>.69</b>
<b>DC41</b>	<b>1.10</b>	<b>.04</b>	<b>29.56*</b>	<b>1.03</b>	<b>1.17</b>	<b>.73</b>	
Organizacional	DC2	1.00	.00		1.00	1.00	.59
	DC3	.88	.04	23.38*	.80	.95	.51
	<b>DC4</b>	<b>1.15</b>	<b>.04</b>	<b>25.92*</b>	<b>1.07</b>	<b>1.24</b>	<b>.68</b>
	DC5	1.13	.04	25.05*	1.04	1.21	.66
	<b>DC6</b>	<b>1.27</b>	<b>.05</b>	<b>26.72*</b>	<b>1.18</b>	<b>1.36</b>	<b>.74</b>
	<b>DC9</b>	<b>1.18</b>	<b>.05</b>	<b>25.87*</b>	<b>1.09</b>	<b>1.27</b>	<b>.69</b>
	DC12	1.12	.04	25.65*	1.03	1.20	.66
	DC13	.83	.04	22.93*	.76	.90	.49
	DC14	1.10	.04	24.71*	1.01	1.19	.64
	DC30	1.12	.04	25.74*	1.04	1.21	.66
	DC31	1.10	.04	25.18*	1.02	1.19	.65
	<b>DC32</b>	<b>1.21</b>	<b>.05</b>	<b>26.21*</b>	<b>1.12</b>	<b>1.30</b>	<b>.71</b>
	<b>DC33</b>	<b>1.21</b>	<b>.05</b>	<b>26.20*</b>	<b>1.12</b>	<b>1.31</b>	<b>.71</b>
	<b>DC34</b>	<b>1.24</b>	<b>.05</b>	<b>26.71*</b>	<b>1.15</b>	<b>1.33</b>	<b>.73</b>
	<b>DC35</b>	<b>1.29</b>	<b>.05</b>	<b>26.79*</b>	<b>1.20</b>	<b>1.39</b>	<b>.76</b>
	DC38	1.15	.04	26.16*	1.07	1.24	.68
<b>DC39</b>	<b>1.19</b>	<b>.04</b>	<b>26.57*</b>	<b>1.10</b>	<b>1.27</b>	<b>.69</b>	
<b>DC40</b>	<b>1.22</b>	<b>.05</b>	<b>26.86*</b>	<b>1.13</b>	<b>1.31</b>	<b>.71</b>	

Nota. Los ítems en negrita son aquellos elegidos para la propuesta de la versión corta del CEDCO-SF. Fuente: elaboración propia. \*  $p < .001$

y se eligieron seis de ellos para una versión reducida al 50%. En la Tabla 1 aparecen resaltados en negrita los ítems elegidos para la versión corta propuesta posteriormente. Luego, se eligieron los ítems de la dimensión grupal compuesta por 17 ítems, en la que se dejaron ocho ítems. Finalmente, se eligieron los ítems de la dimensión organizacional compuesta por 18 ítems, en la que se eligieron nueve ítems para la nueva versión. Este nuevo test denominado CEDCO-SF por ser una versión *short form*, se constituyó como un modelo 2 para ser valorado en el CFA.

El CFA se ejecutó con ambos modelos propuestos. En la Tabla 2 se presentan los indicadores de ajuste obtenidos para cada propuesta del test en la muestra española. En la Tabla se observan que el número de parámetros libres de los modelos varió considerablemente, de 97 a 29, valores que sustentan la simplificación del test, con valores  $\chi^2(df)$  estadísticamente significativos de cada modelo y a nivel comparativo, es decir, indicaron variaciones considerables entre las dos versiones conservando las características originales del test tal como lo

Tabla 2. Indicadores de ajuste del modelo original y versión corta del CEDCO para España

Estadístico	Modelo 1 [Original]	Modelo 2 [Corto]
$\chi^2$	3117.57	897.73
Number of free parameters	97	29
<i>Df</i>	1031	247
<i>P</i>	< .001	< .001
$\Delta\chi^2$	2219.84	
$\Delta df$	784	
<i>P</i>	< .001	
Comparative Fit Index ( <i>CFI</i> )	.94	.95
Tucker-Lewis Index ( <i>TLI</i> )	.94	.95
Bentler-Bonett Non-normed Fit Index ( <i>NNFI</i> )	.94	.95
Goodness of fit index ( <i>GFI</i> )	.94	.95
Root mean square error of approximation ( <i>RMSEA</i> )	.07	.08
<i>RMSEA</i> 90% <i>CI</i> lower bound	.07	.08
<i>RMSEA</i> 90% <i>CI</i> upper bound	.07	.09
<i>RMSEA</i> <i>p-value</i>	.00	<.001
Standardized root mean square residual ( <i>SRMR</i> )	.10	.11

Fuente: elaboración propia.

Tabla 3. Cargas factoriales e indicadores de fiabilidad del CEDCO-SF para España y Colombia

Versión corta muestra de España					Versión corta muestra de Colombia				
Factor	ítem	SD $\lambda$	Fiabilidad $\alpha$	Fiabilidad $\omega$	Factor	ítem	SD $\lambda$	Fiabilidad $\alpha$	Fiabilidad $\omega$
			$\alpha=.94$ [.93-.94]	$\omega=.94$ [.93-.95]				$\alpha=.95$ [.94-.96]	$\omega=.95$ [.94-.96]
Grupal $\alpha=.84$ [.82-.86], $\omega=.85$ [.83-.87]	DC10	.62	.81	.82	Grupal $\alpha=.85$ [.83-.88], $\omega=.86$ [.83-.88]	DC10	.61	.83	.83
	DC11	.62	.84	.85		DC11	.69	.85	.85
	DC15	.62	.82	.83		DC15	.58	.84	.84
	DC24	.62	.81	.82		DC24	.60	.83	.84
	DC36	.62	.81	.82		DC36	.57	.83	.83
	DC37	.62	.85	.86		DC37	.72	.85	.85
	DC43	.62	.81	.82		DC43	.69	.83	.83
	DC45	.62	.81	.82		DC45	.70	.84	.84
Individual $\alpha=.87$ [.85-.89], $\omega=.87$ [.85-.89]	DC22	.73	.85	.85	DC22	.77	.88	.88	
	DC25	.73	.84	.85	Individual $\alpha=.89$ [.87-.91], $\omega=.89$ [.87-.91]	DC25	.78	.86	.86
	DC26	.73	.86	.86		DC26	.72	.87	.87
	DC27	.73	.84	.84		DC27	.78	.87	.87
	DC28	.73	.86	.86		DC28	.76	.87	.87
	DC41	.73	.86	.86		DC41	.74	.87	.87
DC44	.73	.86	.86	DC44		.74	.87	.87	
Organizacional $\alpha=.91$ [.89-.92], $\omega=.91$ [.90-.92]	DC4	.72	.90	.91	DC4	.77	.92	.92	
	DC6	.72	.90	.90	DC6	.79	.93	.93	
	DC9	.72	.91	.91	DC9	.79	.93	.93	
	DC32	.72	.90	.90	Organizacional $\alpha=.93$ [.92-.94], $\omega=.93$ [.92-.94]	DC32	.82	.92	.92
	DC33	.72	.89	.90		DC33	.75	.92	.92
	DC34	.72	.89	.90		DC34	.77	.92	.92
	DC35	.72	.89	.89		DC35	.76	.92	.92
	DC39	.72	.90	.90		DC39	.71	.93	.93
DC40	.72	.90	.90	DC40		.76	.92	.92	

Fuente: elaboración propia.

indicaron los posteriores indicadores revisados. En la bondad de ajuste obtenida, los valores de ajuste comparativo, global y residuales, *CFI*, *TLI*, *NNFI*, y *GFI*, así como el *RMSEA*, estuvieron entre los márgenes de aceptación óptima (Hu & Bentler, 1998), aunque el valor *SRMR* estuvo por encima del valor esperable, y el *RMSEA* estuvo en el valor aceptable de .08 (Hu & Bentler, 1998).

En los análisis posteriores, se verificó la estructura obtenida y verificada del instrumento en su versión corta, en la muestra colombiana. En principio, se revisaron los valores de normalidad

multivariada con el coeficiente de Mardia para la asimetría y curtosis, las cuales no fueron estadísticamente significativas (Asimetría multivariada=144.00,  $\chi^2=7007.92$ ,  $df=2300$ ,  $p<.001$ , y Curtosis multivariada=809.90,  $z=59.18$ ,  $p<.001$ ), estos valores indicaron que la distribución multivariada no se cumplió. Por esta razón, se resolvió usar el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente [Diagonally Weighted Least Squares, *DWLS*], al igual que con la muestra española para llevar a cabo el CFA.

El CEDCO-SF obtuvo indicadores de ajuste favorables con la muestra colombiana, con valores de contraste superiores a los de la muestra española ( $\chi^2=531.37$ ,  $df=247$ ,  $p<.001$ ), superiores también en los contrastes de ajuste comparativo, global ( $CFI=0.97$ ,  $TLI=0.97$ ,  $NNFI=0.97$ ,  $GFI=0.96$ ), y residuales ( $RMSEA=0.06$ ,  $IC90\%$  0.06-0.07,  $RMSEA$   $p$ -value=2.31e-3), aunque los valores  $SRMR=0.10$ , estuvieron por encima del valor esperable, al igual que en el CFA de la muestra española con el CEDCO-SF. En la Tabla 3 se presentan las cargas factoriales obtenidas para la versión corta del instrumento para España y Colombia.

Se hicieron para finalizar, los análisis de fiabilidad para cada una de las versiones del CEDCO-SF, es decir, para la versión colombiana y española se obtuvo la consistencia interna como indicadores de fiabilidad del total y cada subescala según los índices alfa de Cronbach y Omega de McDonald. En la Tabla 3 aparecen los valores totales por encima de .90 para cada escala total, lo que se constituye como evidencias de elevada confiabilidad en ambas muestras. Asimismo, en las subescalas, los valores más bajos estuvieron por encima de .83 para España en la dimensión grupal, y .85 para Colombia, valores considerados buenos (George & Mallery, 2003).

## Discusión

El objetivo fue identificar las propiedades psicométricas del CEDCO en una muestra española, y desarrollar una versión abreviada del test con la muestra española, para luego verificar sus cualidades psicométricas en una muestra colombiana. Según los resultados obtenidos, se consideró que se logró una versión larga y corta de una medida de disposición al cambio organizacional en formato largo [CEDCO] y corto [CEDCO-SF; ver Apéndice A], con adecuadas propiedades psicométricas para España. De igual manera, se logró contar con un CEDCO-SF para Colombia con adecuadas propiedades psicométricas de fiabilidad tipo consistencia interna y validez de constructo.

Con respecto a las evidencias de la validez de constructo, se encontró que el modelo propuesto por García-Rubiano et al. (2020) compuesto por tres factores oblicuos: individual, grupal, y

organizacional, es el que mantiene los mejores indicadores de ajuste estructural. Por lo tanto, esta estructura del cambio organizacional mantiene los niveles como el individual, compuesto por ítems relacionados con la aceptación (el trabajador está de acuerdo con participar en actividades y acepta que son necesarias e inevitables para ajustarse al cambio); y los ítems relacionados con la motivación (dirigir y persistir en acciones voluntarias hacia el logro de objetivos organizacionales). También se mantuvo el nivel grupal, compuesta por ítems relacionados con los niveles de comunicación (persuasiva, óptima, sencilla, completa, estructurada y coherente) y liderazgo (ítems relativos a la influencia interpersonal hacia la realización de uno o más objetivos). Y finalmente, se mantuvo el nivel organizacional compuesta por ítems relativos al conocimiento, clima y la cultura organizacional. De esta manera, esta estructura oblicua obtenida del CEDCO-SF, propone nueva evidencia empírica del cambio organizacional, como un constructo de tres dimensiones correlacionadas.

A su vez, se obtuvo un test con evidencias de validez de constructo con una muestra española, lo que permite el uso del CEDCO-SF en esta población, a su vez, se dispone de una versión corta para este país y para Colombia, con favorables indicadores de validez de constructo y confiabilidad tipo consistencia interna. Se sugiere usar la versión corta para ambos contextos, dado que el disponer de versiones más cortas favorece la reducción de los sesgos en la medición e incrementa la equivalencia transcultural de los instrumentos (Van de Vijver & Tanzer, 2004). Es necesario continuar con la revisión de las propiedades psicométricas de las nuevas versiones del CEDCO-SF con el fin de obtener evidencias de la validez de criterio convergente/concurrente, estabilidad de la medida (v.g. test-retest), y proponer hipótesis correlaciones y predictivas usando el test para verificar su calidad a nivel teórico y empírico. Así mismo, se deberán llevar a cabo análisis de invarianza métrica y configural para identificar la calidad del test independiente de los grupos comparados, en este caso, en la población española y colombiana.

El presente estudio contó con algunas limitaciones por reconocer. En primer lugar, se observó una elevada variabilidad en los valores

residuales por encima de los márgenes de aceptación recomendados, en particular, el SRMR que superó el valor .08, al parecer, los valores de curtosis excesiva y la posibilidad de errores tipo I, suelen afectar este valor y debe ser tenido en cuenta en futuros estudios, en especial, con modelos estructurales con más de 30 parámetros y muestras inferiores a  $n=500$  (Pavlov et al., 2021). En posteriores revisiones del CEDCO-SF, deberán ser tenidas en cuenta estos argumentos sobre la falta de ajuste en este indicador presentado.

Otra de las limitaciones del estudio, fue el uso de una muestra no probabilística con participantes disponibles, esto se consideró una dificultad para poder generalizar los hallazgos del estudio. Se deben para futuros estudios, disponer de muestras por conglomerados que incluya diferentes tipos de empresas, tipos de contratos, y niveles de ingresos socioeconómicos de la población, este método de muestreo ha sido recomendado por su aplicación fácil y su capacidad de asignación aleatoria y sistemática (Zapata-Ossa et al., 2010).

A manera de conclusión, los resultados del presente estudio permiten afirmar que se cuenta con un test de disposición al cambio organizacional con propiedades psicométricas favorables preliminares para el contexto español, y se logró consolidar un test en versión corta con adecuados indicadores de fiabilidad tipo consistencia interna y validez de constructo para España y para el contexto colombiano. Se espera que, en revisiones posteriores del instrumento, se obtengan indicadores adecuados para los errores estandarizados además del ajuste comparativo y global.

## Referencias

- Bouckenooghe, D., Devos, G., & VanDen Broeck, H. (2009). Organizational Change Questionnaire–Climate of Change, Processes and Readiness: Development of a new instrument. *The Journal of Psychology*, 143(6), 559–599.  
<https://doi.org/10.1080/00223980903218216>.
- Forero, C., García-Rubiano, M., Castellanos, B. P., Barrueto, D. P., Camacho, L. M., & Muñoz, S. D. (2016). Diseño y validación de una prueba para evaluar la disposición hacia el cambio organizacional, analizada desde el modelo de Rasch de la TRI. [Tesis de Grado]. Universidad Católica de Colombia.
- García-Rubiano, M., & Forero-Aponte, C. (2010). IMC - Instrumento de Medición de Cambio Organizacional. Manual Técnico. Bogotá, Colombia: RH&T. (Documento no publicado).
- García-Rubiano, M., & Forero-Aponte, C. (2016). Calidad de vida laboral y la disposición al cambio organizacional en funcionarios de empresas de la ciudad de Bogotá – Colombia. *Acta Colombiana de Psicología*, 19(1), 79-90.  
<https://doi.org/10.14718/ACP.2016.19.15>
- García-Rubiano, M., & Forero-Aponte, C. (2020). Relación entre calidad de vida laboral, contrato psicológico y cambio organizacional en trabajadores formales colombianos En Alcover, C. M. (Ed.). (2020). *La vigencia del contrato psicológico: Aproximaciones teóricas y empíricas desde las Américas*. Universidad Católica de Colombia.
- García-Rubiano, M., Forero-Aponte, C., Mañas-Rodríguez, M. A., Díaz-Fúnez, P., Trigeros, R., & Aguilar-Parra, J. M. (2020). Confirmatory and exploratory analysis of the Questionnaire to Evaluate the Disposition towards Organizational Change (CEDCO). *Sustainability*, 12, 6543.  
<https://doi.org/10.3390/su12166543>
- García-Rubiano, M., Rubio, P., & Bravo, L. (2007). Relación entre factores de riesgo psicosocial y resistencia al cambio en empresa de seguridad del sector económico terciario. *Diversitas, Perspectivas en Psicología*, 3(2), 301-316.  
<https://doi.org/10.15332/s1794-9998.2007.0002.10>
- García-Rubiano, M., Toro, R., Sarmiento-López, J. C., Aguilar-Bustamante, M.C., & Pazmay-Ramos, S. (2023). Relación con la disposición al cambio. *Acta Colombiana de Psicología*, 26(1), 151-165.  
<https://www.doi.org/10.14718/ACP.2023.26.1.10>
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update (4th ed.)*. Allyn & Bacon.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in Covariance Structure Modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification.

- Psychological Methods*, 3(4), 424-453.  
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Husain, Z., & Farooq, A. (2013). Instrument development to measure organizational change and balanced scorecard. *Business & Management Review*, 13(2), 1-11.
- JASP Team (2022). JASP (Version 0.16.3) [Computer software]. University of Amsterdam. <https://jasp-stats.org/download/>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.  
<https://doi.org/10.2307/2334770>
- Mindrila, D. (2010). Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS). Estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society (IJDS)*, 1(1), 60-66.  
<https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010>
- Pavlov, G., Maydeu-Olivares, A., & Shi, D. (2021). Using the Standardized Root Mean Squared Residual (SRMR) to Assess Exact Fit in Structural Equation Models. *Educational and Psychological Measurement*, 81(1), 110-130.  
<https://doi.org/10.1177/0013164420926231>
- Rabelo-Neiva, E., & Torres da Paz, M., & Ros-García, M. (2004). Validación de una escala de actitudes ante el cambio organizacional. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 20(1), 9-30.  
<https://www.redalyc.org/pdf/2313/231317996002.pdf>
- Rodríguez-Urrea, Y., & García-Rubiano, M. (2021). Aprendizaje organizacional y liderazgo como variables relacionadas con el cambio organizacional. En Londoño-Pérez, C., & Peña-Sarmiento, M. (2021). Perspectivas de investigación psicológica: Aportes a la comprensión e intervención de problemas sociales. Universidad Católica de Colombia.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.  
[www.jstatsoft.org/v48/i02/](http://www.jstatsoft.org/v48/i02/)
- Van de Vijver, F., & Tanzer, N. K. (2004). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée/European Review of Applied Psychology*, 54, 119-135.  
<https://doi.org/10.1016/j.erap.2003.12.004>
- Vesga, J. J., García, M., Forero, A., Aguilar, M. C., Ángel, J., Quiroz, E., Castaño, E., Andrade, V., & Gómez, M. A. (2020). Aspectos de la cultura organizacional y su relación con la disposición al cambio organizacional. *Revista Suma Psicológica*. 27(1), 52-61.  
<https://doi.org/10.14349/sumapsi.2020.v27.n1.7>
- Vesga, J. J., García, M., Forero, C., Toscano, C., Quiroz, E., & Pazmay, S. G. (2021) Relación entre la edad, el engagement y la disposición al cambio organizacional. *Interdisciplinaria*, 38(2), 225-241.  
<https://doi.org/10.16888/interd.2021.38.2.15>
- Zapata-Ossa, H., Cubides-Munévar, A. M., López, M. C., Pinzón-Gómez, E. M., Filigrana-Villegas, P. A., & Cassiani-Miranda, C. A. (2010). Muestreo por conglomerados en encuestas poblacionales. *Revista de Salud Pública*, 13(1), 141-151.  
<http://www.scielo.org.co/pdf/rsap/v13n1/v13n1a12.pdf>

## Apéndice

Instrumento para uso en España y Colombia.

### CEDCO-SF

**Instrucción:** Responder los siguientes reactivos según la escala: Total Desacuerdo (TD)=1, Bastante Desacuerdo (BD)=2, Poco Desacuerdo (PD)=3, Poco Acuerdo (PA)=4, Bastante Acuerdo (BA)=5, Total Acuerdo (TA)=6.

Dimensión	Ítem	T D	B D	P D	P A	B A	T A
Individual	*1. Las conversaciones en el grupo no me aportan lo necesario para adaptarme al cambio organizacional						
	*2. Los cambios hacen que me sienta incomodo en la organización						
	*3. El cambio en la forma de trabajar demanda más desgaste y agotamiento						
	*4. Lo que me ofrece la organización no me satisface						
	*5. Percibo de manera incompleta la información que se me brinda acerca de la nueva forma de trabajo						
	*6. Los cambios hacen que mi interés en el trabajo se disminuya						
Grupal	*7. Pienso que el cambio realizado ha afectado al grupo de manera negativa						
	8. El agente de cambio permite que los colaboradores generen espacios para el desarrollo de sus actividades						
	*9. Las labores que desarrollo a partir del cambio generado, no me generan ninguna motivación						
	*10. Nuevas formas de trabajar no me permiten focalizar mi energía						
	*11. Me desagrada la forma como el cambio organizacional afecta la armonía y unión del grupo de trabajo						
	12. Conforme se desarrollan los cambios, la organización brinda recursos para enfrentarlo e indica su forma de uso						
	*13. Si adoptamos el cambio organizacional, fracasamos laboralmente						
	*14. Si contribuyo en el cambio organizacional es posible que me vea perjudicado						
Organizacional	15. Los cambios en la organización favorecen mi desempeño laboral						
	16. A partir del proceso de cambio la comunicación que se ha generado con los colaboradores es buena						
	17. Considero el cambio como un proceso que promueve el beneficio común						
	18. El cambio organizacional favorece el proceso cooperativo en la organización						
	19. El cambio fortalece el sentido de pertenencia por parte de los empleados hacia la empresa						
	20. El cambio organizacional ha ayudado a consolidar la cultura organizacional						
	21. Con el cambio organizacional se ha generado un vínculo más fuerte con la organización						
	22. La organización prevé los cambios y genera recursos y formación para su adecuado desarrollo						
	23. Durante el proceso de cambio, la organización me brinda los medios para potencializar mi conocimiento						

\*ítems inversos.