

PERSONAS: RESULTADOS DE INVESTIGACIÓN

DOI: 10.35588/gpt.v16i48.6499

Validación de la escala de conductas laborales contraproducentes de entornos virtuales en México, 2022.

Validation of the scale of counterproductive work behaviors in virtual environments in Mexico, 2022.

Edición Nº48 – Diciembre de 2023

Artículo Recibido: Mayo 08 de 2023

Aprobado: Noviembre 24 de 2023

Autoras

María Teresa Antonio Javier¹ y Rosa María Nava Rogel²

Resumen:

Las conductas laborales contraproducentes (CLC) son aquellas conductas que afectan el rendimiento de los individuos y la organización en general, hasta ahora analizadas en entornos de trabajo tradicionales. El objetivo del presente estudio fue validar la escala de CLC en entornos virtuales, en población mexicana. Se adaptó la versión del inglés al español utilizando el método de re traducción. Se aplicó a una muestra no probabilística de 332 teletrabajadores. Por medio del análisis factorial exploratorio y confirmatorio, con ayuda de SPSS Statistics y AMOS Graphics, se realizaron las pruebas de validez y confiabilidad. El modelo presenta un buen ajuste ($\chi^2/df = 1.957$, CFI= 0.960, TLI= 0.950, RMSEA= 0.054, SRMR= 0.0536) con 23 ítems y 4 dimensiones que presentan índices de confiabilidad adecuados (AO=.952, UIT=0.895, DP= 0.866, AI= 0.707). Se presenta

¹ Maestra en Administración de Recursos Humanos. Universidad Autónoma del Estado de México. Toluca, México. Correo electrónico: mantonioj222@alumno.uaemex.mx, <http://orcid.org/0000-0002-3678-0577>

² Doctora en Ciencias Económico Administrativas. Universidad Autónoma del Estado de México. Toluca, México. Correo electrónico: rmnavar@uaemex.mx, <https://orcid.org/0000-0003-2611-3903>

una propuesta inicial de la estructura factorial de la escala de CLC en entornos virtuales, para la población mexicana; con cuatro factores: Sabotaje o abuso organizacional, uso indebido del tiempo, desviación de la producción y abuso interpersonal. Se requieren más estudios que validen la escala en contextos específicos y generales de teletrabajadores mexicanos, así como utilizar la presente escala para validar la variable de rendimiento laboral individual en teletrabajadores mexicanos.

Palabras clave: Validación de escala, conductas laborales contraproducentes, entornos virtuales.

Abstract:

Counterproductive work behaviors (CWB) are those behaviors that affect the performance of individuals and the organization in general, so far analyzed in traditional work environments. The objective of the present study was to validate the CLC scale in virtual environments in a Mexican population. The English version was adapted to Spanish using the retranslation method. It was applied to a non-probabilistic sample of 332 teleworkers. By means of exploratory and confirmatory factor analysis, with the help of SPSS Statistics and AMOS Graphics, validity and reliability tests were carried out. The model presents a good fit ($\chi^2/df = 1.957$, CFI= 0.960, TLI= 0.950, RMSEA= 0.054, SRMR= 0.0536) with 23 items and 4 dimensions presenting adequate reliability indices (AO=.952, UIT=0.895, DP= 0.866, AI= 0.707). An initial proposal of the factorial structure of the CLC scale in virtual environments is presented for the Mexican population; with 4 factors: organizational sabotage or abuse, misuse of time, production deviation and interpersonal abuse. Further studies are required to validate the scale in specific and general contexts of Mexican teleworkers, as well as to use the present scale to validate the individual job performance variable in Mexican teleworkers.

Keywords: Scale Validation, Counterproductive Work Behaviors, Virtual Environments.

1. INTRODUCCIÓN

Gracias a los avances en las tecnologías de la comunicación y la información, las organizaciones que brindan la flexibilidad para trabajar desde cualquier parte del mundo han aumentado, incluso desde casa (Criscuolo y otros, 2021). Si bien esta tendencia

aumentó exponencialmente a raíz de la pandemia del COVID-19, gran parte de los puestos de trabajo regresaron al modo presencial, pues existe una resistencia a su aplicabilidad, debido a la creencia de que este tipo de acuerdo laboral incrementa la posibilidad de manifestaciones de conductas laborales contraproducentes (CLC) durante las horas de trabajo (Raisiené y otros, 2021), en especial, por la flexibilidad y autonomía que caracterizan a estos puestos de trabajo donde el cumplimiento de objetivos y la finalización de tareas pueden tener una apertura respecto a los tiempos de entrega (Holland y otros, 2016). Este trabajo se basa en la propuesta de Holland y otros (2016), quienes argumentan que las CLC de entornos de trabajo presenciales, cambian cuando se trabaja en un entorno virtual y puede existir una variación de las conductas dependiendo del entorno de trabajo y contexto de aplicación. Por lo que el objetivo de la presente investigación es validar la escala de Conductas Laborales Contraproducentes en un entorno virtual en teletrabajadores Mexicanos. Para lo cual, el siguiente trabajo se divide en seis apartados: 1) introducción, 2) antecedentes teóricos, 3) método de trabajo, 4) resultados, 5) discusión y finalmente 6) conclusiones y referencias bibliográficas.

2. ANTECEDENTES TEÓRICOS

El teletrabajo se define como el trabajo que realiza un colaborador en un lugar diferente a la empresa, utilizando las tecnologías de la comunicación y la información (Campbell y McDonald, 2007). Las CLC se definen como todas aquellas conductas directas o indirectas que afectan los resultados de la organización y los individuos, por ejemplo, robar algún tipo de recurso (tangible o intangible) de la organización, maltrato a los compañeros de trabajo o mobiliario (Hoffman y otros, 2007; Lievens y otros, 2008; Aubé y otros, 2009). Las CLC son acciones voluntarias y discrecionales que quebrantan las normas establecidas y afectan el rendimiento laboral (Omar y otros, 2012). Estudios recientes, han evidenciado una relación indirecta entre el teletrabajo y las CLC (Nemteanu y otros, 2021).

Se tiene conocimiento de la implementación del teletrabajo desde la crisis petrolera de 1973 (Gentilin, 2020), sin embargo, como consecuencia de la pandemia de COVID-19, ha tomado especial relevancia (Belzunegui-Eraso y Erro-Garcés, 2020) en parte gracias a los avances tecnológicos que han permitido su adopción en diversos puestos de trabajo

y ámbitos económicos, especialmente en las empresas multinacionales (Baruch y Nicholson, 1997; Mayo y otros, 2015). Antes de la pandemia de COVID-19, el teletrabajo se caracterizaba por formar parte de empresas transnacionales de conocimiento intensivo o servicios de la comunicación y la información (Baruch y Nicholson, 1997; Daniels y otros, 2001). Después de la pandemia, su uso se ha extendido a sectores como la educación, los servicios financieros y la construcción, sobre todo en puestos administrativos y con carreras profesionales de licenciatura, maestría o doctorado (Milasi y otros, 2021).

Nemteanu y otros (2021) en Rumania, analizaron la influencia del teletrabajo en el contexto de la pandemia y su afectación en el rendimiento laboral y las CLC; evidenciando que la reducción de la interacción influye significativamente en las CLC. De acuerdo con Nemteanu y otros (2021) el teletrabajo permite una mayor flexibilidad laboral al incrementar la autonomía del trabajador, mientras que al mismo tiempo se reduce la interacción con los compañeros de trabajo. Estas dimensiones del teletrabajo (flexibilidad e interacción con los compañeros de trabajo) influyen en la capacidad de autorregulación del empleado, incrementan el aislamiento profesional y afectan el rendimiento laboral individual (Vega y otros, 2015).

Existen varios estudios que han realizado validaciones de escalas para medir las CLC, que varían de una a 11 dimensiones, siendo muy populares las escalas con dos dimensiones, que distinguen entre las conductas dirigidas hacia la organización y las conductas dirigidas hacia los individuos (Gruys y Sackett, 2003; Spector y otros, 2006). Otros autores han validado la escala reducida de CLC en conjunto con otras dimensiones de rendimiento (rendimiento de la tarea y rendimiento contextual) tanto en contextos anglosajones (Koopmans y otros, 2013, 2014; Ramos-Villagrasa y otros, 2019), como en latinoamericanos (Omar y otros, 2012).

Spector y otros (2006) evaluaron cinco dimensiones de las CLC y explican que existen relaciones diferenciales entre ellas, por lo que proponen el uso de subescalas más específicas para evaluar las CLC. Por su parte, Gruys y Sackett (2003) examinaron las relaciones de 11 dimensiones de CLC, encontrando una relación positiva entre ellas. En la Tabla 1 se observan las dimensiones propuestas por estos autores.

Tabla 1. Dimensiones propuestas para medir las CLC

Clasificación	Spector y otros. (2006)	Gruys y Sackett (2003)
Conductas dirigidas hacia el individuo	Abuso hacia los demás	Acciones verbales inadecuadas
		Acciones físicas inadecuadas
Conductas dirigidas hacia la organización	Desviación de la producción	Mala asistencia
		Trabajo de mala calidad
Conductas que afectan al individuo y a la organización	Sabotaje	Uso indebido del tiempo y los recursos
		Destrucción de la propiedad
		Comportamiento inseguro
		Uso indebido de la información
Conductas que afectan al individuo y a la organización	Robo	Robo y comportamientos relacionados
	Retraimiento	Consumo de alcohol
		Consumo de drogas

Fuente: Elaboración propia con base a los estudios descritos.

A pesar de los avances propuestos, estas escalas no se ajustan a los entornos de trabajo virtuales, porque algunas dimensiones no empatan con los entornos virtuales, por ejemplo, mala asistencia y acciones físicas inadecuadas. Por ello, Holland y otros (2016) toman como base las escalas existentes de Spector y otros (2006) y Gruys y Sackett (2003) para adaptar y validar un instrumento que mide este tipo de conductas en entornos virtuales, con la observación de que el desarrollo de este tipo de conductas y la manifestación depende del contexto y la cultura de cada país.

La escala de CLC en el entorno del teletrabajo (Counterproductive Work Behavior in the Telework Setting Scale T-CWB) de Holland y otros (2016), tiene 34 ítems con 8 dimensiones (Tabla 2), importante para este trabajo de investigación, pues al no existir una escala que mida las CLC en entornos virtuales en la población mexicana, se toma como base la desarrollada por Holland y otros (2016). Si bien existen versiones adaptadas al castellano para medir estas conductas en entornos de trabajo tradicionales (Omar y otros, 2012), no son aplicables a entornos de trabajo virtuales. Por lo anterior, se adapta y examina la escala de CLC en entornos virtuales de Holland y otros (2016) para la población mexicana, que contribuye para futuras investigaciones sobre estos temas.

El objetivo del presente estudio fue validar la escala propuesta por Holland y otros (2016) para medir las CLC de entornos virtuales en el contexto mexicano. La investigación es de campo, cuantitativa, descriptiva, no experimental, transversal, de tipo instrumental, utilizando una encuesta autoadministrada en línea, con base en la escala Likert, para la medición de las dimensiones (Tabla 2), en una muestra de conveniencia, no probabilística.

Tabla 2. Dimensiones de conductas laborales contraproducentes

Dimensión	Definición
1. Abuso o maltrato	Comportamientos perjudiciales dirigidos a los compañeros de trabajo y a otras personas que dañan psicológicamente mediante amenazas, comentarios desagradables, ignorando a la persona o socavando su capacidad para trabajar eficazmente (Spector y otros, 2006, p. 448).
2. Desviación de la producción	El fracaso intencionado en la realización de las tareas del trabajo de forma efectiva, tal y como se supone que deben realizarse (Holland y otros, 2016).
3. Sabotaje	Desfigurar o destruir la propiedad física o intelectual del empleador intencionadamente (Spector y otros, 2006).
4. Robo o uso indebido de recursos	Puede ser una forma de agresión contra una organización, llevada a cabo en un intento de dañar (Spector y otros, 2006).
5. Robo o uso indebido del tiempo	Comportamientos que restringen la cantidad de tiempo de trabajo a menos de lo requerido por la organización (Spector y otros, 2006, p. 450).
6. Ocultar el mal comportamiento	Ocultar o desinformar a los demás sobre un comportamiento inadecuado o un mal rendimiento (Holland y otros, 2016).
7. Comportamiento engañoso que permite el teletrabajo	Dar falsas excusas o justificaciones para facilitar las oportunidades de teletrabajo (Holland y otros, 2016).
8. Abuso de sustancias	Está relacionado con el uso y consumo de drogas y alcohol durante las horas de trabajo (Holland y otros, 2016).

Fuente: Elaboración propia a partir de Holland y otros, 2016.

3. MÉTODO

3.1 Participantes

Se aplicó el instrumento de medición a una muestra no probabilística (N=332) de teletrabajadores mexicanos. El tamaño de muestra es adecuado para validar un instrumento de medición, de acuerdo con Hinkin (1998) una muestra de 200 participantes es suficiente para ese fin. La recolección de los datos se llevó a cabo en los meses de septiembre y octubre de 2022.

De los participantes, 171 (51,5%) eran hombres y 161 (48,5%) mujeres. Respecto a la edad, el 35,2% están entre 30 y 39 años; 32,5% entre 40 y 49; 19,3% entre 50 y 59; 9,3%

está entre los 18 y 29 años, y solo un 3,6% tiene más de 60 años. En cuanto al estado civil, el 50,9% están casados; 32,8 solteros; 9,3% en unión libre, 6,9% divorciados. En relación con el nivel educativo, el 40,4% de los participantes reportan estudios de maestría, seguido de un 31,3% con licenciatura, 24,1% doctorado, 3,9% educación media superior y solo 0,3% educación básica.

3.2 Instrumento

En el cuestionario aplicado, se les preguntó sobre las características generales como género, edad, estado civil y nivel educativo. Se aplicó la escala modificada de CLC en el entorno del teletrabajo (Counterproductive Work Behavior in the Telework Setting Scale T-CWB) de Holland y otros. (2016) con 39 ítems y 8 dimensiones. Los 39 ítems se respondieron bajo la escala Likert donde: 1 = nunca, 2 = una vez al año, 3 = dos veces al año, 4 = varias veces al año, 5 = mensualmente, 6 = semanalmente y 7 = diariamente.

Para evitar el sesgo negativo de la aplicación de la escala, esta se complementa con otras preguntas de rendimiento (rendimiento de la tarea y rendimiento contextual), así como la escala de satisfacción con el trabajo. Sin embargo, estas variables no se analizan en este documento por no ser el objetivo del estudio.

En la primera prueba piloto, no se obtuvo una buena aceptación por parte de los participantes, estos no aceptaron responder la encuesta por el tipo de preguntas planteadas y su aparente percepción negativa del instrumento hacia el teletrabajo. Por lo que, para la segunda prueba piloto, se decidió intercalar las preguntas de la escala de CLC con las otras variables ya mencionadas.

La escala quedó conformada por 39 preguntas de las 34 originales. Considerando los comentarios vertidos en la prueba inicial, se anexan cinco preguntas con el fin de ser más específicos. Siguiendo las recomendaciones de Hinkin (1998, p.108), las preguntas deben abordar una sola cuestión y no se deben utilizar ítems de doble vía, por ejemplo, “utilizó una droga ilegal o consumió alcohol en el trabajo”, que se dividió en dos reactivos relacionados con el consumo de alcohol y drogas, como lo presenta Gruys y Sackett (2003), pasando de tres a seis elementos. (Utilizó una droga ilegal durante el trabajo, consumió alcohol durante las horas de trabajo, ha visto afectado su rendimiento debido

a una resaca de alcohol, ha visto afectado su rendimiento debido a las drogas, trabajó menos horas de las previstas debido al consumo de alcohol, trabajó menos horas de las previstas debido al consumo de drogas).

Los reactivos con temas de drogas, generaron polémica entre los encuestados, por las restricciones sociales en el país. Así mismo, los participantes mostraron cierta molestia con los reactivos relacionados con el consumo de alcohol, como se ejemplifica en el comentario al final de uno de los cuestionarios: “Ser más específicos y cuidadosos, porque hay preguntas que hablan si el alcohol y las drogas inciden en el desempeño de mis actividades y yo no tomo ni me drogo”.

3.3 Procedimiento

El primer paso fue traducir del inglés al español la escala de CLC de Holland y otros, (2016) para el entorno del teletrabajo en población mexicana, utilizando el método de traducción-re traducción. Se determinó la validez de contenido, el grado de equivalencia semántica, y el grado de equivalencia operacional entre la versión mexicana y la versión anglosajona del instrumento (Muñiz y otros, 2013). Los ítems se sometieron a revisión crítica por parte de tres expertos en el tema, analizando cada una de las dimensiones que componen el constructo y su aplicabilidad al contexto (abuso, desviación de la producción, sabotaje, robo o uso indebido de recursos, robo o uso indebido del tiempo, ocultar el mal comportamiento, comportamiento engañoso que permite el teletrabajo y abuso de sustancias). Se solicitó realizar las observaciones pertinentes para la adaptación del instrumento al contexto mexicano.

Respecto a la equivalencia semántica, esto es, la traducción de los ítems conservando el significado entre los idiomas involucrados (Gabini y Salessi, 2016), se utilizó la traducción inversa con la participación de dos traductores para validar la concordancia.

Para la equivalencia operacional, es decir, claridad de las instrucciones, la adecuación semántica y sintáctica de los ítems y el tiempo que demanda completar la tarea (Gabini y Salessi, 2016), se aplicó una prueba sobre una muestra por disponibilidad a 14 teletrabajadores que aceptaron de forma voluntaria participar en el estudio. Se les

preguntó sobre la claridad y aplicabilidad de cada uno de los ítems; así como el tiempo de respuesta o alguna pregunta que se considera compleja.

Para la aplicación del instrumento en su versión final, se utilizó el método de bola de nieve para tener contacto con los participantes por medio de las redes sociales, como Facebook, Messenger y WhatsApp; además de contactar a participantes de estudios previos que se sabía que estaban teletrabajando. La escala adaptada al español se aplicó en un formulario de Google. En este, se especificó la voluntariedad de la participación y se aclaró que toda la información recolectada era anónima y confidencial, por lo que no se recabaron correos, ni ningún dato personal de los participantes.

3.4 Análisis de datos

Para determinar las propiedades psicométricas de la adaptación de la escala de CLC para entornos virtuales en población mexicana, se aplicó la prueba de Kolmogorov-Smirnov, se realizó el análisis psicométrico que incluye los descriptivos, análisis de consistencia interna, análisis de factores y análisis confirmatorio (Ferrando y otros, 2022). El análisis factorial exploratorio es una técnica que se ocupa para explorar el conjunto de variables latentes (Lloret-Segura y otros, 2014). Se utilizó la paquetería de SPSS (*Statistical Package for the Social Sciences*) para el análisis factorial exploratorio con rotación varimax, considerando cargas superiores a 0.50. Para el análisis factorial confirmatorio se ocupó el complemento de SPSS, AMOS (*Analysis of Moment Structures*), utilizando la técnica SEM (*Structural Equation Modelling*), que se considera una extensión de varias técnicas multivalentes, que permite crear modelos del error de medida (Escobedo Portillo y otros, 2016).

4. RESULTADOS

Se analizó el comportamiento de los datos, respetando las ocho dimensiones propuestas por Holland y otros (2016). Considerando el número de participantes (332), se calculó la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov, obteniendo un nivel de significancia de .001 menor a .05, por lo que se rechaza la hipótesis nula de distribución normal. Por tanto, para acercar los datos a la normalidad requerida en este tipo de pruebas, se

transformaron las variables con el logaritmo 10 en SPSS, para su posterior análisis en AMOS.

Debido a que se modificaron los ítems originales, agregando algunas preguntas para ser más específicos, se aplicó el análisis factorial exploratorio para definir el número de factores o dimensiones del instrumento.

Para calcular la consistencia interna del instrumento (prueba de confiabilidad), se optó por calcular el omega de manera adicional, por el comportamiento no paramétrico de los datos, y se contrastó con el alfa de Cronbach. El coeficiente de omega es un método alternativo para la estimación de la confiabilidad, que a diferencia del alfa de Cronbach, trabaja con las cargas factoriales para hacer más estables los cálculos de confiabilidad (Ventura-León y Caycho-Rodríguez, 2017).

El análisis de todos los ítems arrojó un valor de Alfa de Cronbach de 0.872. Acorde a la literatura, un valor aceptable de alfa y omega va de .70 a .90 (Nunnally, 1970, citado en Quero, 2010). En esta fase se eliminaron las preguntas 1, 34 y 36 por tener correlaciones inferiores a 0.30 con el resto de los ítems.

Posteriormente, se realizó el análisis factorial exploratorio, utilizando el método de extracción de componentes principales con rotación varimax, solución rotada y suprimiendo los valores inferiores a .50. Se obtuvo una matriz no positiva, por lo que se procedió a eliminar la pregunta 37, resultados que coinciden con los de Holland y otros (2016).

De la solución resultante, se revisaron las comunalidades y se eliminaron aquellas con valores inferiores a 0.50, excluyendo las preguntas 8, 9, 12, 16, 19, 20, 35. Además, se eliminaron las preguntas 29, 31, 32 y 33 por presentar cargas similares en dos factores. De esta manera, se obtuvo una solución de cuatro factores con 23 ítems (Tabla 3).

El primer factor agrupa la dimensión de sabotaje propuesta por Spector y otros (2006) y los ítems de uso indebido de la información, consumo de alcohol y drogas propuestas por Gruys y Sackett (2003), por lo que se nombra como sabotaje o abuso organizacional. El segundo factor, contempla los ítems propuestos por Holland y otros (2016) respecto al

uso indebido del tiempo. El tercer factor hace referencia a la desviación de la producción que mencionan Holland y otros (2016), Spector y otros (2006) y Gruys y Sackett (2003).

Por último, el cuarto factor se refiere al abuso interpersonal, que Gruys y Sackett (2003) identifican como acciones verbales y acciones físicas inadecuadas. Por otra parte, Spector y otros (2006) las clasifican como abuso hacia los demás.

Tabla 3. Matriz de configuración correspondiente a los ítems de la escala de conductas laborales contraproducentes (versión adaptada)

Factores y ítems	M	DE	α	Ω	Cargas ítems	Varianza explicada
Factor 1: Sabotaje o abuso organizacional (AO)	1.03	0.03	0.95	0.95		24.63%
Destruyó, borró o falsificó registros o documentos de la empresa.					0.894	
Ha amenazado la ventaja competitiva de su empresa hablando de información confidencial con personas ajenas a ella.					0.809	
Obtuvo a propósito el reembolso de gastos no subvencionables.					0.890	
Falsificó un recibo para que le reembolsaran más dinero del que había gastado en gastos de la empresa.					0.941	
Utilizó recursos de la empresa para los que no estaba autorizado.					0.769	
Trabajó menos horas de las previstas debido al consumo de alcohol.					0.854	
Trabajó menos horas de las previstas debido al consumo de drogas.					0.887	
Factor 2: Uso indebido del tiempo (UIT)	3.94	0.71	0.89	0.89		17.27
Realizó tareas domésticas en horas laborales.					0.828	
Respondió a correos electrónicos personales en horas laborales.					0.810	
Jugó a videojuegos/ordenadores o vio medios de comunicación (por ejemplo, televisión, películas, videoclips) en horas laborales.					0.758	
Practicó aficiones no relacionadas con el trabajo en horas laborales.					0.768	
Envió mensajes de texto (usó SMS, WhatsApp, Messenger) a su familia/amigos, en horas laborales.					0.845	
Habló por teléfono con familiares/amigos en horas laborales.					0.827	
Factor 3: Desviación de la producción (DP)	1.22	0.13	0.87	0.87		17.074
Hizo intencionadamente el trabajo mal o incorrectamente.					0.624	
Realizó intencionadamente su trabajo por debajo de los estándares aceptables.					0.713	
Poner poco esfuerzo en su trabajo.					0.728	
Ocultar información a un supervisor o compañero de trabajo sabiendo que podría perjudicar su rendimiento laboral.					0.752	
Mentir al empresario o al supervisor para encubrir un error.					0.750	
Fingió una emergencia para excusar el incumplimiento de un plazo.					0.658	
Culpó a la tecnología por llegar tarde o por faltar a citas, llamadas telefónicas o reuniones.					0.656	
Factor 4: Abuso interpersonal (AI)	1.52	0.51	0.71	0.71		9.05
Inició una discusión con alguien (p. ej., supervisor, compañero de trabajo).					0.776	
Ha dicho algo hiriente a alguien (por ejemplo, a un supervisor o a un compañero de trabajo).					0.781	
Ignoró a alguien (por ejemplo, a un supervisor, a un compañero de trabajo).					0.722	

M=media DE= Desviación estándar α =Alfa de Cronbach Ω =Omega

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos recabados.

Se calculó la medida de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de adecuación de muestreo para determinar si el tamaño de muestra era adecuado, obteniendo un valor de 0.866, que se considera excelente (Field, 2004) y una esfericidad de Bartlett de 6108.954 con 253 grados de libertad, con un nivel de significancia de .000. Debido al comportamiento no paramétrico de los datos, se calculó la correlación de Spearman para las dimensiones (Tabla 4).

Tabla 4. Matriz de correlación de los cuatro componentes de las conductas laborales contraproducentes

Componentes CLC	M	DE	1	2	3	4
Sabotaje organizacional	1.033	0.03	1.000	0.134*	0.307**	0.243**
Uso indebido del tiempo	3.94	0.71	0.134*	1.000	0.246**	0.194**
Desviación de la producción	1.216	0.13	0.307**	0.246**	1.000	0.423**
Abuso interpersonal	1.52	0.507	.0243**	0.194**	0.423**	1.000

M=media DE= Desviación estándar

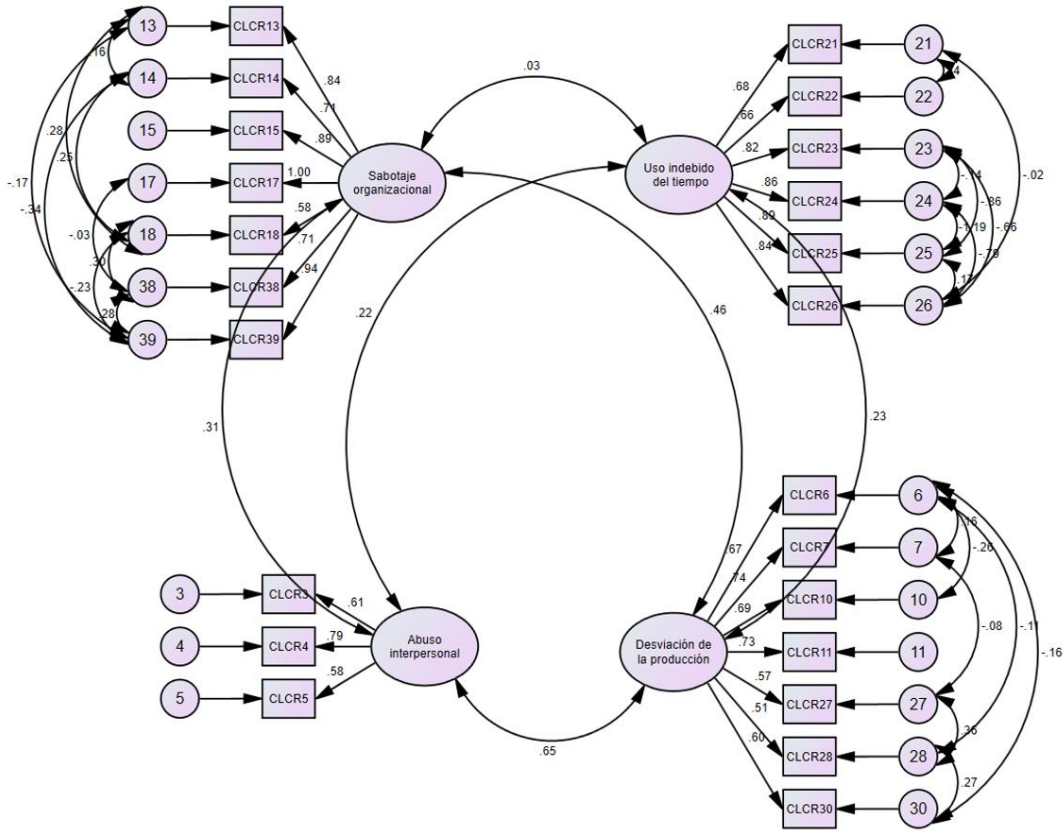
*. La correlación es significativa en el nivel 0,05 (bilateral).

** . La correlación es significativa en el nivel 0,01 (bilateral).

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos recabados.

Respetando los cuatro factores resultantes del análisis factorial exploratorio, se realizó el análisis factorial confirmatorio en AMOS (Figura 1). Para la estimación de los parámetros de bondad de ajuste, se utilizó el método de máxima verosimilitud con índices adicionales a C y aditividad. Se tiene una Chi-cuadrado de 391.4 con 200 grados de libertad y una significancia de 0.001. Los parámetros se muestran en la Tabla 5, donde se observa que se cumple con la bondad de ajuste.

Figura 1. Modelo de ecuaciones



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos recabados.

Tabla 5. Índices de ajuste esperados para un modelo de ecuaciones estructurales e índices obtenidos para el análisis factorial confirmatorio

Índice de ajuste	Esperado	Obtenido
Chi-Cuadrado χ^2	> 0,05	0.001
Discrepancia entre χ^2 y grados de libertad;(CMIN/DF)	< 5	1.957
Error cuadrático media de aproximación (RMSEA)	< 0.05 / 0.08	0.054
Índice de ajuste comparativo (CFI)	0.90 - 1	0.960
Índice de ajuste normalizado (NFI)	0.90 - 1	0.923
Índice no normalizado de ajuste (NNFI o TLI)	0.90 - 1	0.950
Índice estandarizado de error cuadrático medio (SRMR)		0.0536

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos recabados

5. Discusión

En la primera prueba piloto llevada a cabo en este estudio, se anexaron dos preguntas, de las cuales la primera tuvo que eliminarse, pues teóricamente, maldecir en la mente no es una conducta que afecte a los individuos o los resultados de la organización. La otra pregunta que se adiciona, también quedó excluida por la baja comunalidad, al igual que las preguntas 8, 12, 16, 19, 20 y 35. Las conductas relacionadas con responder llamadas o mensajes personales, tuvieron un mayor porcentaje de frecuencia dentro del estudio, por lo que se cuestiona si estas deberían ser consideradas como conductas laborales contraproducentes.

En el análisis factorial exploratorio, el primer factor explica el 24,627% de la varianza y acorde a las respuestas de los participantes, este factor agrupa tres de las dimensiones propuestas por Holland y otros (2016), que son sabotaje, robo o uso indebido de recursos, y abuso de sustancias. Estas dimensiones tienen en común que son conductas que afectan directamente los resultados de la organización; excepto abuso de sustancias, que también repercute directamente en el individuo. Considerando que sabotaje es desfigurar o destruir la propiedad física o intelectual del empleador intencionadamente (Spector y otros, 2006), se optó por nombrar al primer factor obtenido, como sabotaje o abuso organizacional, a reserva de las preguntas que tratan sobre el abuso de sustancias, que en cierta manera repercuten en el resultado de la organización.

Para el segundo factor “robo o uso indebido del tiempo”, que explica el 17,273% de la varianza, se demuestra que es una dimensión sólida para medir las conductas laborales contraproducentes en entornos virtuales, al comprender casi en su totalidad los ítems propuestos por Holland y otros (2016). Sin embargo, en este factor se eliminó la pregunta 20 por obtener una baja comunalidad.

En el factor tres se agrupan las dimensiones: desviación de la producción (el fracaso intencionado en la realización de las tareas), sabotaje (ocultar información a un supervisor o compañero de trabajo sabiendo que podría perjudicar su rendimiento laboral) y ocultar el mal comportamiento (ocultar o desinformar a los demás sobre un comportamiento inadecuado o un mal rendimiento). Todas las preguntas de este factor

están relacionadas con la afectación directa en la producción, la realización efectiva de la tarea, ya sea del propio puesto de trabajo, de algún compañero o de la organización en general.

Por último, el cuarto factor se ajusta perfectamente a la dimensión propuesta por Holland y otros (2016) y se recalca el sentido de abuso interpersonal, es decir, la afectación directa hacia otros individuos.

Estos hallazgos sirven de evidencia que apoya la teoría de que existen principalmente dos dimensiones de las CLC, la primera dirigida hacia la organización y la segunda al individuo. Sin embargo, se encontró que algunas de estas dimensiones convergen entre sí como un todo. En cuanto al ajuste del análisis factorial confirmatorio, este mostró buenos parámetros. El análisis, que se realizó de manera posterior sobre la confiabilidad del instrumento, es aceptable al presentar valores de alfa por encima de 0.70 (SAO= 0.952, UIT= 0.895, DP= 0.866, AI= 0.707).

6. CONCLUSIONES

El presente trabajo da evidencia de la confiabilidad y validez del instrumento (Ventura-León y Caycho-Rodríguez, 2017; Quero, 2010) para medir las conductas laborales contraproducentes en entornos virtuales en México. Una de las principales limitaciones para la realización de este estudio, fue el acceso a la población objeto de estudio, pues a pesar de que en México son diversas las empresas que continúan trabajando bajo un sistema de teletrabajo, fue difícil tener acceso a una muestra homogénea de participantes teletrabajadores por sector. Debido a la poca respuesta de teletrabajadores del sector privado, se decidió incluir tanto a servidores públicos como de empresas, teniendo una mayor respuesta y representatividad del sector público.

A pesar de que el estudio se basó en un instrumento validado en un contexto anglosajón (Holland y otros, 2016), la validación del instrumento en el contexto de México, brinda la oportunidad de continuar con más investigaciones que permitan entender el fenómeno del teletrabajo emergente (Baruch y Nicholson, 1997; Gentilin, 2020; Criscuolo y otros, 2021) y su relación con el rendimiento, en especial con la manifestación de este tipo de conductas en los entornos laborales virtuales. Como se pudo apreciar en el estudio, y por

medio de un análisis de frecuencias, la conducta que más se presenta en la población mexicana, es la de uso indebido del tiempo, seguida de abuso interpersonal, desviación de la producción y finalmente sabotaje o abuso organizacional aunque en menor medida, mostrando una congruencia con las propuestas de Holland y otros, 2016; Spector y otros (2006) y Gruys y Sackett (2003).

Este estudio brinda un instrumento que pueden utilizar las organizaciones que pretenden implementar el sistema de teletrabajo, ya sea de tiempo parcial o tiempo completo; pues les permitirá conocer el grado de manifestación de las CLC dentro de la organización. Sin embargo, cabe recalcar que el instrumento puede verse sesgado por la deseabilidad social.

Se recomienda realizar la validación de la dimensión de conductas laborales contraproducentes con las otras dimensiones de rendimiento laboral individual (rendimiento de la tarea y rendimiento contextual de Koopmans y otros, 2013, 2014; Ramos-Villagrasa y otros, 2019). Efectuar la validación del rendimiento contextual en teletrabajadores, como exhortan Holland y otros (2016) sería deseable para obtener un instrumento integral. A su vez, la validación de una escala reducida de CLC, es recomendable para capturar la esencia del instrumento, con lo que se facilita la visión de esta dimensión como parte del rendimiento laboral individual.

También se invita a efectuar un estudio cualitativo entre los empleadores de diversas organizaciones y sus colaboradores para conocer su opinión respecto a las conductas laborales contraproducentes en los puestos de teletrabajo.

El análisis factorial exploratorio de la variable de conductas laborales contraproducentes en entornos virtuales en México, muestra una composición de 4 factores (Sabotaje o abuso organizacional, mal uso del tiempo, desviación de la producción y abuso interpersonal) con un 68% de varianza explicada.

La dimensión, mal uso del tiempo, muestra una mayor frecuencia en la población mexicana, sin embargo, este resultado se debe considerar con prudencia, ya que enmarca ítems que miden la respuesta de comunicación entre familiares y amigos, que en este contexto de teletrabajo puede no ser considerada una CLC, sino una parte del

propio proceso de comunicación y socialización entre compañeros y amigos no relacionados con el trabajo (elemento necesario en un contexto virtual donde el contacto interpersonal suele ser reducido y la única forma de comunicación queda abierta al uso de las TIC).

De acuerdo al estudio de Cernas-Ortiz y Wai-Kwan (2021), la conectividad social (dada por llamadas o mensajes telefónicos con familiares y amigos), tiene una relación positiva con la satisfacción laboral, por lo que esta sería una línea de investigación interesante. Esta dimensión (mal uso del tiempo) pertenece a los factores que afectan a la organización, dando con ello soporte a la propuesta de Holland y otros (2016) de que las dimensiones referentes a la afectación de la organización, tienen mayor peso en las CLC en entornos virtuales.

El factor cuatro, relacionado con el abuso interpersonal, es el que menos peso tiene entre los teletrabajadores, en parte por falta de interacción con los compañeros de trabajo, como bien afirman Holland y otros (2016). Una de las limitaciones del presente trabajo fue la muestra. En futuras investigaciones se puede realizar la validación de la escala de rendimiento laboral individual utilizando la presente escala de conductas laborales contraproducentes para entornos virtuales.

No se contó con ningún tipo de financiación para la realización de este artículo.

7. Referencias Bibliográficas

- Aubé, C., Rousseau, V., Mama, C. et al. (2009). Counterproductive Behaviors and Psychological Well-being: The Moderating Effect of Task Interdependence. *Journal of Business and Psychology* 24, 351–361. Doi: [10.1007/s10869-009-9113-5](https://doi.org/10.1007/s10869-009-9113-5)
- Baruch, Y., y Nicholson, N. (1997). Home, Sweet Work: Requirements for Effective Home Working. *Journal of General Management*, 23(2), 15-30. Doi: [10.1177/030630709702300202](https://doi.org/10.1177/030630709702300202)
- Belzunegui-Eraso, A., y Erro-Garcés, A. (2020). Teleworking in the Context of the Covid-19 Crisis. *Sustainability*, 12(9), 3662. Doi: [10.3390/su12093662](https://doi.org/10.3390/su12093662)
- Campbell, J., y McDonald, C. (2007). Defining a conceptual framework for telework

- research. *ACIS 2007 Proceedings*, 813–821. Doi: [10.1504/IJBIS.2009.024502](https://doi.org/10.1504/IJBIS.2009.024502)
- Cernas-Ortiz, D. A., y Wai-Kwan, L. (2021). Social connectedness and job satisfaction in Mexican teleworkers during the pandemic: The mediating role of affective well-being. *Estudios Gerenciales*, 37(158), 37–48. Doi: [10.18046/j.estger.2021.158.4322](https://doi.org/10.18046/j.estger.2021.158.4322)
- Criscuolo, C., Gal, P., Leidecker, T., Losma, F., y Nicoletti, G. (2021). *The role of telework for productivity during and post-COVID-19: results from an OECD survey among managers and workers*. Doi: [10.1787/7fe47de2-en](https://doi.org/10.1787/7fe47de2-en)
- Daniels, K., Lamond, D., y Standen, P. (2001). Teleworking: Frameworks for organizational research. *Journal of Management Studies*, 38(8), 1151–1185. Doi: [10.1111/1467-6486.00276](https://doi.org/10.1111/1467-6486.00276)
- Escobedo Portillo, M. T., Hernández Gómez, J. A., Estebané Ortega, V., y Martínez Moreno, G. (2016). Modelos de Ecuaciones Estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16–22. Doi: [10.4067/S0718-24492016000100004](https://doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004)
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., y Muñiz, J. (2022). Decalogue for the Factor Analysis of Test Items. *Psicothema*, 34(1), 7–17. Doi: [10.7334/psicothema2021.456](https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456)
- Field, A. (2004). Research methods II factor analysis on SPSS. *In University of Sussex, Brighton, United Kingdom* (Issue September), 15 enero 2022. [En línea]. <http://academicjournals.org/SRE/PDF/pdf2009/Sep/Peker.pdf%5Cnhttp://scholar.google.com/scholar?hl=enybtnG=Searchyq=intitle:Factor+Analysis+Using+SPSS#1%5Cnhttp://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/10476210.2011.590588>
- Gabini, S., y Salessi, S. (2016). Validación de la escala de rendimiento laboral individual en trabajadores argentinos. *Revista Evaluar*, 16(1), 10–26. Doi: [10.35670/1667-4545.v16.n1.15714](https://doi.org/10.35670/1667-4545.v16.n1.15714)
- Gentilin, M. (2020). Pasado, presente y futuro del Teletrabajo. Reflexiones teóricas sobre un concepto de 50 años. *Researchgate*.
- Gruys, M. L., y Sackett, P. R. (2003). Investigating the dimensionality of counterproductive

- work behavior. *International Journal of Selection and Assessment*, 11(1), 30–42. Doi: [10.1111/1468-2389.00224](https://doi.org/10.1111/1468-2389.00224)
- Hinkin, T. R. (1998). A brief tutorial on the development of measures for use in survey questionnaires. *Organizational Research Methods*, 1(1), 104–121. Doi: [10.1177/109442819800100106](https://doi.org/10.1177/109442819800100106)
- Hoffman, B. J., Blair, C. A., Meriac, J. P., y Woehr, D. J. (2007). Expanding the criterion domain? A quantitative review of the OCB literature. *Journal of Applied Psychology*, 92(2), 555–566. Doi: [10.1037/0021-9010.92.2.555](https://doi.org/10.1037/0021-9010.92.2.555)
- Holland, S. J., Simpson, K. M., Dalal, R. S., y Vega, R. P. (2016). I can't steal from a coworker if I work from home: Conceptual and measurement-related issues associated with studying counterproductive work behavior in a telework setting. *Human Performance*, 29(3), 172–190. Doi: [10.1080/08959285.2016.1160094](https://doi.org/10.1080/08959285.2016.1160094)
- Koopmans, L., Bernaards, C., Hildebrandt, V., Van Buuren, S., Van Der Beek, A. J., y de Vet, H. C. w. (2013). Development of an individual work performance questionnaire. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 62(1), 6–28. Doi: [10.1108/17410401311285273](https://doi.org/10.1108/17410401311285273)
- Koopmans, L., Bernaards, C. M., Hildebrandt, V. H., De Vet, H. C. W., y Van Der Beek, A. J. (2014). Construct validity of the individual work performance questionnaire. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 56(3), 331–337. Doi: [10.1097/jom.000000000000113](https://doi.org/10.1097/jom.000000000000113)
- Lievens, F., Conway, J. M., y De Corte, W. (2008). The relative importance of task, citizenship and counterproductive performance to job performance ratings: Do rater source and team-based culture matter? *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 81(1), 11–27. Doi: [10.1348/096317907X182971](https://doi.org/10.1348/096317907X182971)
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151–1169. Doi: [10.6018/analesps.30.3.199361](https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361)

- Mayo, M., Gomez-Mejia, L., Firfiray, S., Berrone, P., y Villena, V. H. (2015). Leader beliefs and CSR for employees: the case of telework provision. *Leadership & Organization Development Journal*, 37(5), 609–634. Doi: [10.1108/LODJ-09-2014-0177](https://doi.org/10.1108/LODJ-09-2014-0177)
- Milasi, S., González-Vázquez, I., y Fernández-Macías, E. (2021). Telework Before the Covid-19 Pandemic: Trends and Drivers of Differences Across the Eu. *Oecd Productivity Working Papers*, 21(21), 1–18. <https://doi.org/10.1787/24139424>
- Muñiz, J., Elosua, P., y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157. Doi: [10.7334/psicothema2013.24](https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24)
- Nemteanu, M. S., Dabija, D. C., y Stanca, L. (2021). The Influence Of Teleworking On Performance And Employees' Counterproductive Behaviour. *Amfiteatru Economic*, 23(58), 601–619. <https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=973321>
- Omar, A., Vaamonde, J. D., y Delgado, H. U. (2012). Comportamientos contraproducentes en el trabajo: diseño y validación de una escala. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*, 8(2), 249–265. Doi: [10.15332/s1794-9998.2012.0002.04](https://doi.org/10.15332/s1794-9998.2012.0002.04)
- Quero, M. (2010). Confiabilidad y coeficiente Alpha de Cronbach. *Revista de Estudios Interdisciplinarios En Ciencias Sociales*, 12(2), 248–252. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/pdf/993/99315569010.pdf>
- Raišienė, A. G., Rapuano, V., Dóry, T., y Varkulevičiūtė, K. (2021). Does telework work? Gauging challenges of telecommuting to adapt to a “new normal”. *Human technology*, 17(2). Doi: [10.14254/1795-6889.2021.17-2.3](https://doi.org/10.14254/1795-6889.2021.17-2.3)
- Ramos-Villagrasa, P. J., Barrada, J. R., Fernández-del-Río, E., y Koopmans, L. (2019). Assessing job performance using brief self-report scales: The case of the individual work performance questionnaire. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 35(3), 195-205. Doi: [10.5093/jwop2019a21](https://doi.org/10.5093/jwop2019a21)
- Spector, P. E., Fox, S., Penney, L. M., Bruursema, K., Goh, A., y Kessler, S. (2006). The dimensionality of counterproductivity: Are all counterproductive behaviors created equal? *Journal of Vocational Behavior*, 68(3), 446–460. Doi:

[10.1016/j.jvb.2005.10.005](https://doi.org/10.1016/j.jvb.2005.10.005)

Vega, R. P., Anderson, A. J., y Kaplan, S. A. (2015). A Within-Person Examination of the Effects of Telework. *Journal of Business and Psychology*, 30(2), 313–323. Doi: [10.1007/s10869-014-9359-4](https://doi.org/10.1007/s10869-014-9359-4)

Ventura-León, J. luis, y Caycho-Rodríguez. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimacion de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625–627. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/journal/773/77349627039/html/>