

Validación de la Escala de Liderazgo Destructivo y del Cuestionario de Conductas Negativas-Revisado en Chile

Validity of the Destructive Leadership Scale and the Negative Acts Questionnaire-Revised in Chile

Andrés González-Santa Cruz^{1, 2} y Elisa Ansoleaga³

¹Centro de Investigación Sociedad y Salud, Facultad de Ciencias Sociales y Artes, Universidad Mayor, Santiago de Chile.

² Núcleo Milenio para la Evaluación y Análisis de Políticas de Drogas (nDP), Chile.

³ Programa de Estudios Psicosociales del Trabajo, Facultad de Psicología, Universidad Diego Portales, Santiago de Chile

La violencia laboral y los liderazgos destructivos acaparan un alto interés en el mundo, sin embargo, en Chile no existen procesos de validación para los instrumentos más utilizados globalmente. La evidencia muestra que la exposición a violencia laboral en Chile se asocia con distrés. El objetivo de este estudio fue proveer evidencia de validez del Cuestionario de Conductas Negativas (NAQ-R) y la Escala de Liderazgo Destructivo (CDLS), basada en la estructura interna y en relaciones con otras variables. Se aplicó una encuesta a una muestra multiocupacional de 1995 trabajadores(as) civiles asalariados(as) de las tres principales áreas metropolitanas de Chile: Gran Santiago, Valparaíso y Concepción. Se utilizó estadística descriptiva, análisis factorial confirmatorio para estructura interna y regresiones logísticas utilizando el distrés como criterio y ajustando por confusores. La prueba CDLS sólo obtuvo índices aceptables eliminado un ítem ($WLS\chi^2(64, N=1847) = 642, p < 0,001; CMIN/df = 10,0; CFI = 0,966; GFI = 0,993; aGFI = 0,987; RMSEA = 0,070; 90\% IC [0,065, 0,075] NNFI = 0,959$), diferenciando entre liderazgos destructivos (CR [fiabilidad compuesta] = 0,81) y constructivo (CR = 0,91). La prueba NAQ-R presenta evidencia que hace factible su aplicación como una prueba unidimensional ($WLS\chi^2(206, N=1927) = 648, p < 0,001; CMIN/df = 3,1; CFI = 0,969; GFI = 0,994; aGFI = 0,990; RMSEA = 0,033; 90\% IC [0,030, 0,036] NNFI = 0,965; CR = 0,98$). Se constató una mayor prevalencia de distrés en presencia de acoso (RP [Razón de Prevalencia] = 1,03, 95%IC [intervalo de confianza] 1,02, 1,04) o liderazgos destructivos (RP = 1,09, 95%IC 1,06, 1,13). Se sugiere que estudios futuros utilicen métodos de clasificación empíricos de prevalencia.

Palabras clave: validación, acoso laboral, liderazgo, distrés.

Despite a global recent interest in this matter, researchers have not developed, or validated scales focused on workplace bullying or destructive leadership in Chile. There are antecedents of workplace violence in the country, and the relationship with psychological distress is worldwide documented. The present study aimed to provide evidence of validity based on the internal structure and relationship with other variables of the Negative Acts Questionnaire-Revised (NAQ-R) and the Destructive Leadership Scale (CDLS). A survey was applied to a multi occupational sample of 1995 civil servants of the main metropolitan areas of Chile: Santiago, Valparaiso, and Concepcion. Responses were analyzed through exploratory and descriptive statistics, Confirmatory Factor Analysis for internal structure, and Logistic Regression for bindings with psychological distress as a criterion, adjusting on confounding variables. The CDLS scale obtained acceptable fit indices once one item was deleted ($WLS\chi^2(64, N=1847) = 642, p < 0,001; CMIN/df = 10,0; CFI = 0,966; GFI = 0,993; aGFI = 0,987; RMSEA = 0,070; 90\% IC [0,065, 0,075] NNFI = 0,959$), distinguishing between destructive (CR [composite reliability] = 0.81) and constructive leaderships

Andrés González-Santa Cruz  <https://orcid.org/0000-0002-5166-9121>

Elisa Ansoleaga  <https://orcid.org/0000-0003-0182-0126>

Este estudio recibió apoyo económico de la Comisión Nacional de Investigación Científica y Tecnológica de Chile, a través del proyecto FONDECYT Regular 1170239: "Prevalencia, formas de manifestación, y factores facilitadores de la Violencia en el trabajo, y sus efectos en la salud mental de población asalariada en Chile, considerando desigualdades ocupacionales y de género". El artículo es parte de la tesis para Optar al Grado de Magíster en Métodos de Investigación Social de la Universidad Diego Portales.

No existe ningún conflicto de intereses que revelar. La correspondencia relativa a este artículo debe ser dirigida a Elisa Ansoleaga, Facultad de Psicología, Universidad Diego Portales, Vergara 275, Santiago, Santiago, Región Metropolitana, Chile. Email: maria.ansoleaga@udp.cl

($CR=0.91$). The NAQ-R showed properties that make it useful in the Chilean context as a unidimensional measure ($WLS\chi^2(206, N=1927)=648, p<0.001$; $CMIN/df=3.1$; $CFI=0.969$; $GFI=0.994$; $aGFI=0.990$; $RMSEA=0.033$; $90\%IC [0.030, 0.036]$ $NNFI=0.965$; $CR=0.98$). A higher prevalence of Distress in the presence of bullying ($PR [Prevalence ratio]=1.03$, $95\%IC [confidence intervals] 1.02, 1.04$) or destructive leadership was found ($PR=1.09$, $95\%IC 1.06, 1.13$). Studies may obtain prevalence by empirical classification methods.

Keywords: validation, workplace bullying, leadership, distress.

En los últimos 30 años la violencia laboral se ha posicionado como un fenómeno de interés en países desarrollados (Gupta et al., 2017; Rai & Agarwal, 2017) y ha emergido como un área de estudio en Latinoamérica en el último decenio (Toro & Gómez-Rubio, 2016). El concepto de violencia laboral es amplio, polisémico y convive con otros términos que son utilizados como sinónimos (por ej., *mobbing*, acoso, entre otros) (Wlosko & Ros, 2012). Gran parte del interés por la violencia laboral emerge de su reconocimiento como uno de los estresores más grandes en el mundo del trabajo (Chapell & Di Martino, 2006; Jiménez et al., 2005), y, en consecuencia, de sus vínculos con la salud mental (Fevre et al., 2012; Vie et al., 2011). En Chile, el diagnóstico más frecuente de patología laboral es el de salud mental, tanto en mujeres (72%) como en hombres (43%) (Superintendencia de Seguridad Social [SUSESO], 2019). Si bien se ha legislado sobre el acoso laboral en Chile (Ley No.20607, 2012), uno de los derechos fundamentales más vulnerados es el derecho a la honra producto del acoso (Camacho-Ramírez, 2018). A pesar de que la Superintendencia de Seguridad Social [SUSESO] reconoce como situación de riesgo “el desempeñarse (...) bajo un liderazgo disfuncional o ser sujeto de menoscabo producto de conductas de acoso laboral” (2016, p. 16), estas dimensiones no se evalúan actualmente en el Protocolo de Riesgos Psicosociales (el instrumento fiscalizador de exposición a riesgos psicosociales) (Díaz et al., 2015).

Brecha en la literatura: necesidad de validación de escalas

En Chile, la investigación sobre violencia laboral es escasa y problemática debido a que la mayoría de los estudios han abordado pequeñas muestras de grupos laborales seleccionados, utilizado múltiples definiciones de violencia e instrumentos de medición que no han permitido una comparación de los resultados entre ellos y con otros países (Díaz et al., 2017a). Respecto de la medición, el Programa Internacional de Encuestas Sociales (ISSP)-2017, mediante una encuesta aplicada en el año 2016 reportó que el 9,6% de la muestra chilena señaló haber experimentado acoso en el trabajo durante los últimos 5 años (Instituto de Mercadotecnia y Opinión [IMO], 2017). Similarmente, otro estudio estimó en 9,4% la prevalencia de acoso psicológico en trabajadores(as) de tres sectores económicos de Gran Santiago, Valparaíso y Concepción (Díaz et al., 2015).

Entre 2015-2017 se realizó un estudio empírico, cualitativo, en la industria de alimentos, la banca y el *retail*, en el que se distinguieron un conjunto dimensiones organizacionales (presión por metas difíciles de cumplir; diseños de incentivos y liderazgos inadecuados) y de desigualdades sociales (violencia selectiva hacia grupos de menor poder) y de género (por el sólo hecho de ser trabajadoras mujeres) que contribuyen a comprender la violencia en el trabajo en Chile (FONDECYT 1140060). De este modo, se propuso que la violencia laboral en Chile requería ser entendida a la luz de desigualdades sociales, de género y socioeconómicas que se reproducen en el lugar de trabajo (Díaz et al., 2017a; Pérez Arrau et al., 2012; Ramos, 2009; Sandoval Obando & Peña, 2019). La encuesta Desigualdades aplicada en Chile en 2017, señaló que el 41% de los(as) encuestados(as) sufrió alguna forma de maltrato en el último año, siendo el trabajo uno de los lugares más frecuentes. Entre las razones, destacan la clase social (43%) y ser mujer (41%) (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo, 2017). Algo similar se reportó en el Estudio Longitudinal Social de Chile (ELSOC) indicando que personas de clase social alta tienden a percibir un trato respetuoso en el trabajo con mayor frecuencia (74%), en comparación a las de clase baja (34%) (Centro de Estudios de Conflicto y Cohesión Social [COES], 2018).

De ahí que surgió la necesidad de realizar un estudio de mayor envergadura a lo realizado en Chile hoy y contar con instrumentos sólidos e internacionalmente testeados capaces de estimar el nivel de exposición a acoso laboral y de liderazgo destructivo. En este marco, el objetivo del presente artículo es examinar la validez de los puntajes de una escala de acoso laboral y liderazgo destructivo en una muestra representativa de trabajadores(as) de tres áreas metropolitanas de Chile.

Este artículo realiza diversas contribuciones. A nivel empírico, provee evidencia de validez basada en la estructura interna y relaciones con otras variables, junto con las prevalencias estimadas de acuerdo a

distintos criterios para clasificar a expuestos(as) a acoso laboral o liderazgos destructivos. Asimismo, se establecen asociaciones entre la exposición a acoso laboral y distrés, junto con las asociaciones entre la exposición a liderazgos destructivos y distrés. A nivel teórico, confirma la estructura de ambas escalas ya validadas en otros países, mediante el análisis factorial confirmatorio. A continuación, se presentan las definiciones conceptuales y estructuras esperadas de cada escala.

Liderazgo Destructivo y Conductas Negativas

El concepto *Workplace Bullying* (WB por sus siglas en inglés), considerando que el término constituye un anglicismo, se homologará a *acoso laboral* (González-Trijueque & Graña, 2013). Este se define como un proceso horizontal y/o vertical, gradual y solapado, de exposición a comportamientos negativos persistentes y sistemáticos, con el efecto de humillar, castigar o intimidar, y en los que preexiste o se desarrolla un desbalance de poder, real o percibido, entre agresor y víctima (Einarsen et al., 2009; Einarsen & Raknes, 1997; Skogstad et al., 2011; Zapf et al., 2010). El Cuestionario de Conductas Negativas (NAQ-R) es uno de los instrumentos de medición de WB más reconocidos y utilizados (Ciby & Raya, 2015; Millán et al., 2016; Notelaers et al., 2019).

La literatura ha descrito un sistema de relaciones laborales verticales y estilos de liderazgo autoritarios en los lugares de trabajo en Chile (Diaz et al., 2017b; Palma et al., 2018), por lo que es necesario explorar de qué manera los comportamientos de jefaturas contribuyen a la producción y reproducción del WB. Para ello, el modelo teórico de liderazgos destructivos y constructivo (CDLS) resulta clave para entender los comportamientos de los líderes, dado su origen conceptual común, sus importantes vínculos con WB (Aasland et al., 2010; Hoel et al., 2009), sus efectos en el bienestar y la salud mental (Schyns & Schilling, 2013) y su enfoque comportamental y sistémico (Einarsen et al., 2017). Los(as) autores(as) incorporan en este modelo liderazgos destructivos y constructivos, definiendo el liderazgo destructivo como el “comportamiento sistemático y repetido por un líder, supervisor o gerente que viola el interés legítimo de una organización” (Einarsen et al., 2007, p. 208) en detrimento de esta y de los subordinados. Dicho modelo considera dos ejes, uno de ellos atiende la relación del líder con los subordinados y el otro la relación con la organización, dando lugar a los posibles comportamientos: Descarriado (anti-organización y anti-subordinados), Desleal (anti-organización, aunque pro-subordinados), Autoritario (pro-organización, anti-subordinados) y Laissez-Faire (neutro) (Einarsen et al., 2007).

Por propósitos metodológicos (Skogstad et al., 2014), los(as) autores(as) de la escala incorporan los Liderazgos Constructivos (comportamientos orientados a los empleados, a la producción y al cambio), provenientes del trabajo de Ekvall & Arvonen (1991). También homologados a Liderazgos Transaccionales por los(as) autores(as) (Aasland et al., 2010), aluden a comportamientos que hacen un uso óptimo de los recursos y a la vez velan por el cumplimiento de los objetivos y la estrategia organizacional, promoviendo la motivación, bienestar y satisfacción laboral de sus subordinados (Einarsen et al., 2017).

Dado que el presente estudio se enfoca en la violencia laboral, sólo se consideran liderazgos destructivos que son exclusivamente negativos para los empleados (anti-subordinados) (Einarsen et al., 2007). Mientras el Liderazgo Autoritario se asocia a comportamientos dirigidos a obtener resultados a favor de la organización pero a costa de sus subordinados (humillándolos, menospreciándolos o manipulándolos), el Liderazgo Laissez-Faire implica incumplir los requerimientos de la organización y de los subordinados, rehuir de sus responsabilidades y adoptar un comportamiento pasivo (evitar tomar decisiones, distanciarse de los subordinados, entre otros) (Aasland et al., 2010; Fors Brandebo et al., 2018).

Aun cuando ambos instrumentos han sido validados y utilizados globalmente pero tienen su origen en países europeos, resulta fundamental preguntarse por el grado en que la evidencia y la teoría dan soporte a determinadas interpretaciones de los instrumentos utilizados en otros contextos de aplicación como en Chile y para los usos que se han propuesto originalmente, a saber, medir WB y liderazgos destructivos (American Educational Research Association[AERA] et al., 1999). Existen diversas fuentes de evidencia de validez, entre ellas, la basada en la estructura interna, que permite indicar el grado en que las relaciones entre los ítems y componentes conforman el constructo en que se basan las interpretaciones propuestas de los puntajes (American Educational Research Association[AERA] et al., 1999). El análisis factorial confirmatorio es una técnica que, en base a covarianzas, es capaz de simplificar las variables observadas en un número menor de variables latentes. Se utiliza cuando se tiene una idea clara de las variables latentes y se pretende determinar si los datos se ajustan a una estructura hipotetizada (Kline, 2013). Por su parte, la consistencia interna es una forma de confiabilidad que mide el grado de relación de las puntuaciones individuales con las

puntuaciones de la escala completa (Mokkink et al., 2010). Otra importante fuente de evidencia de validez se estima analizando la relación de los puntajes con variables externas a las pruebas. Una forma de medirla es evaluar cómo una prueba estima efectivamente el desempeño de un examinado(a) en alguna variable de resultado (Lin & Yao, 2014), así como evidencia convergente y discriminante de los puntajes con otras medidas que pretenden medir constructos similares o constructos a los que se espera que no guarden mayor relación con el constructo de interés (American Educational Research Association[AERA] et al., 1999).

Respecto a la estructura interna, el análisis factorial confirmatorio ha mostrado ser útil para medir dimensionalidad en la prueba NAQ-R (Einarsen et al., 2009; Giorgi et al., 2011; Gupta et al., 2017; Makarem et al., 2018; Rai & Agarwal, 2017; Tsuno et al., 2010). Para Einarsen y colaboradores (2009), el modelo menos complejo asume que todos ítems representan una variable latente denominada *conductas negativas*. Se añade un modelo intermedio, que asume la existencia de dos variables latentes denominadas *conductas negativas relacionadas con el trabajo* y *conductas negativas hacia la persona* (Giorgi et al., 2011; Moreno et al., 2007). Un importante y heterogéneo grupo de investigaciones ha confirmado la estructura de tres variables latentes: Acoso Dirigido a la Persona (rumores o discriminación), el Acoso Relacionado con el Trabajo (críticas al trabajo o degradación de funciones) y el Acoso Físico (recibir gritos o ser amenazado) (Dujó López et al., 2020; Einarsen et al., 2009; González-Trijueque & Graña, 2013; Gupta et al., 2017; Vukelic et al., 2015). Considerando los antecedentes descritos, las puntuaciones en el presente estudio debieran respaldar estructuras de uno, dos o tres factores (Vukelic et al., 2015).

Referente a la escala CDLS, aun cuando han existido escasas investigaciones que hayan publicado sus procesos de validación (Aravena, 2017), es posible encontrar antecedentes del uso del análisis factorial confirmatorio. El modelo confirmado distingue adecuadamente un tipo de liderazgo constructivo, sumado a los estilos de liderazgos destructivos, los que se encuentran diferenciados entre ellos (Aasland et al., 2010; Nielsen et al., 2013). Con todo, el modelo conceptual del que proviene el estudio empírico postula que los liderazgos distintos a los constructivos son factibles de ser agrupados en liderazgos destructivos (Einarsen et al., 2007), sumado a que Aasland y colaboradores (2010) presentan una suma de conductas de liderazgos destructivos, a pesar de haber validado una estructura de tres factores. Por lo mismo, en el presente estudio debiesen distinguirse tres variables latentes correspondientes a Liderazgo Laissez-Faire, Autoritario y Constructivo, o bien podría obtenerse una estructura de dos variables latentes: Liderazgos Destructivos y Liderazgo Constructivo. (Aasland et al., 2010; Nielsen et al., 2013). Cabe señalar que el cuestionario NAQ-R ha mostrado una alta consistencia interna en torno a 0,9 (Einarsen et al., 2009), mientras que el CDLS ha presentado una consistencia media-baja, particularmente en la escala referente a liderazgos Laissez-Faire ($\alpha = 0,73$ y $\alpha = 0,68$) (Aasland et al., 2010; Nielsen et al., 2013).

En términos de relación con otras variables, existe evidencia de asociaciones entre WB y liderazgos destructivos con diversas variables, entre las que más destaca el distrés psicológico (Carter et al., 2013; Nielsen et al., 2012, 2013; Silva et al., 2017; Skogstad et al., 2014; Trépanier et al., 2019; Tsuno et al., 2010). No obstante, considerando las características del contexto chileno, la asociación entre liderazgos destructivos o WB y distrés pudiese variar según la pertenencia a una organización con un clima organizacional sexista, ocupación, situación de precariedad laboral, sexo y área metropolitana de residencia (Ansoleaga et al., 2016; Han, 2011; Nielsen et al., 2010; Salin, 2003; Silva et al., 2017; Zapf et al., 2010). De tal manera que sujetos con mayores niveles de liderazgo destructivo y acoso laboral debieran presentar también altos niveles de distrés, incluso en presencia de eventuales confusores.

Existen diversas maneras de clasificar a un(a) expuesto(a) a WB o liderazgo destructivo. La primera, denominada criterio de clasificación operacional, consiste en reportar al menos una conducta negativa con una frecuencia semanal o diaria (Leymann, 1990). No obstante, en el cuestionario NAQ-R, el criterio más utilizado clasifica expuesto(a) a quien presenta al menos dos conductas (Mikkelsen & Einarsen, 2001). En cambio, para CDLS, se clasifica como expuesto(a) a un estilo de liderazgo quien reporta una conducta con una frecuencia mayor a *bastante a menudo* (Aasland et al., 2010). La segunda, denominada criterio empírico, supone que la suma de los puntajes brutos de todos los ítems de cada escala permite determinar un nivel de exposición (Einarsen et al., 2009; Notelaers & Einarsen, 2013).

Además, el NAQ-R contempla una medida de victimización percibida, en la que se le entrega una definición de WB al(a) encuestado(a) y se le solicita indicar si ha estado expuesto(a) a esas conductas en los últimos 6 meses (Einarsen et al., 2009; Nielsen et al., 2010).

Método

Participantes

Se aplicó un cuestionario a una muestra multiocupacional de trabajadores(as) asalariados civiles (se excluyó a trabajadores de fuerzas armadas, del orden y seguridad pública) de las tres principales áreas metropolitanas del país (Santiago, Valparaíso y Concepción). De acuerdo al marco muestral del año 2008 que actualiza el basado en el CENSO del año 2002, la muestra fue probabilística y estratificada en tres etapas (distrito, vivienda e individuos). El tamaño de la muestra se determinó asumiendo una prevalencia conservadora del 50% de acoso o liderazgos destructivos (supuesto de máxima varianza), un error del 3% para el total de la muestra, un efecto de diseño de 1,5, un poder del 80% y un nivel de confianza de 95%. Además, se incorporó una sobre muestra del 65%, asumiendo una tasa de respuesta del 60%. De 8.844 hogares elegibles y una tasa de rechazo de 13%, se encuestó a 2000 personas, y de ellas, 1995 completaron la encuesta de manera válida y adecuada para su análisis.

Las mujeres fueron sobrerrepresentadas en la muestra con la finalidad de obtener una distribución equivalente para ambos sexos. Los datos fueron post-estratificados y ponderados de acuerdo al marco muestral de la Encuesta Nacional de Empleo (Instituto Nacional de Estadísticas, 2018). La muestra está compuesta por 971 hombres y 1024 mujeres de Santiago (40%), Concepción (30%) y Valparaíso (30%). La media de edad en la muestra fue de 43 ($DE= 13,86$) y 41 ($DE= 18,85$) años en mujeres. Cuatro quintos de los(as) respondientes (82%) reportaron trabajar en organizaciones privadas, casi un tercio declararon supervisar a otros (29%), mientras que una clasificación por ocupaciones muestra que la mayoría de los(as) encuestados(as) se identifican como trabajadores(as) no- calificados(as) (19%), operadores(as) de máquinas y planta (16%), técnicos (12%), vendedores (11%), trabajadores(as) de servicios calificados (11%), jefaturas intermedias (8%), profesionales (8%), trabajadores(as) en posiciones técnicas (8%) y trabajadores(as) de transportes (6%). Adicionalmente, más de la mitad (59%) indicó trabajar en organizaciones compuestas por más de 50 empleados.

Procedimientos

Con la autorización expresa de los(as) autores(as), se realizó un proceso de traducción y contra-traducción directa de la escala CDLS del idioma inglés al castellano de uso frecuente en Chile, por parte de dos traductores bilingües. El NAQ-R ha sido traducido anteriormente en otros estudios. Ambos procesos de traducción-contra traducción y la adecuación de la versión previa en español del NAQ-R fueron revisadas por el equipo de investigación. Esta versión fue aplicada a una muestra piloto de 80 personas por parte de la empresa Adimark GFK (actual IPSOS), y del pilotaje de los instrumentos no surgieron modificaciones al contenido de las escalas (disponibles en solicitud razonable al autor correspondiente).

La encuesta fue aplicada entre marzo y mayo de 2018, el trabajo de campo estuvo a cargo de la empresa mencionada en el contexto del proyecto FONDECYT 1170239 en que se enmarca este estudio, cuyo protocolo de investigación fue aprobado por el comité de ética de la investigación de la Universidad Diego Portales.

Instrumentos

El cuestionario fue administrado como parte de una batería mayor de escalas para evaluar condiciones del trabajo, violencia laboral y salud mental de la población trabajadora.¹

Cuestionario de conductas negativas-revisado. La versión angloamericana del instrumento NAQ-R (Einarsen & Raknes, 1997) fue traducida al español por Gonzalez y Graña (2013), se compone de 22 conductas (por ej., “Ha sido ignorado, excluido o le han dejado de hablar”) y pregunta cuan frecuentemente ha estado expuesto a cada una de ellas en los últimos 6 meses, mediante una escala Likert de cinco puntos, desde 1 (*nunca*) a 4 (*a diario*).

Una vez que los(as) encuestados(as) respondieron el cuestionario NAQ-R, el(la) encuestador(a) expuso la siguiente pregunta a la que los(as) encuestados(as) deben responder “sí” o “no” (Einarsen et al., 2009):

Si definimos el acoso como una situación en la que una persona percibe que continuamente es objeto de conductas negativas frente a las cuales tiene dificultades para defenderse ¿según esta definición, usted ha sido acosado(a) durante los últimos 6 meses en su trabajo?

Escala de liderazgos destructivos. Compuesto por las subescalas de liderazgo autoritario (cuatro ítems), laissez-faire (cuatro ítems) y constructivo (seis ítems) de la escala CDLS (por ej., “¿Lo han humillado a usted o a otros empleados/as, si no alcanzan los estándares esperados?”). Cada encuestado(a) debe reportar la frecuencia con que su supervisor ha adoptado comportamientos de liderazgo (Aasland et al., 2010) en los últimos 6 meses, en una escala Likert de 4 puntos, desde 0 (*nunca*) a 3 (*casi siempre*) (Ver Anexo A).

Variable de desenlace

La variable de resultado utilizada como criterio es la siguiente:

Escala de distrés psicológico. La escala K6 de Kessler adaptada al país por Ansoleaga et al. (2013) consiste en seis ítems preguntando cuán frecuentemente han experimentado síntomas tales como: sentirse “nervioso(a)”, “desesperado(a)”, “descontrolado(a) o fuera de sí”, “tan deprimido/a que nada le puede hacer sonreír”, “que todo es un esfuerzo y bueno(a) para nada”, en los últimos 30 días y mediante una escala Likert de 5 puntos, desde 0 (*nunca*) a 4 (*siempre*). Puntajes sumados mayores a 6 puntos indican Alto Distrés (Ansoleaga et al., 2013).

Variables de ajuste

Las variables confusoras son las siguientes:

Clima organizacional sexista. El clima organizacional sexista fue medido mediante una única pregunta de alternativas dicotómicas (“sí” o “no”): “¿En su lugar de trabajo hay un clima sexista?” (Ansoleaga et al., 2016).

Índice de precariedad laboral. Se construyó basado en el contexto chileno por Ansoleaga et al. (2016) que categoriza a participantes que reporten al menos 3 de 8 indicadores: (a) no poseer contrato de trabajo escrito, (b) no contar con contrato indefinido, (c) desear trabajar menos o más horas a la semana, (d) poseer horario de trabajo distinto a una jornada diurna, (e) remuneraciones distintas a una modalidad fija, (f) manifestar baja estabilidad laboral, (g) haber estado desempleado en los últimos 12 meses y (h) haber percibido vulnerabilidad laboral (Ansoleaga et al., 2019).

Ocupación. Generada en base a una pregunta acerca de la ocupación de los(as) participantes. Se dicotomizó para distinguir a trabajadores en empleos de baja cualificación (operarios, no cualificados, y conductores de transporte) como “no cualificados”(1). En cambio, trabajadores en empleos de alta cualificación (empleados de oficina, de servicios, vendedores, jefaturas intermedias y profesionales) fueron catalogados como “cualificados”(0) (Ahumada et al., 2021).

Plan de Análisis

En primera instancia, se llevó a cabo la prueba de significancia de normalidad multivariada (Mardia, 1974). Lo anterior, mediante el paquete *MVN* (Korkmaz et al., 2014).

La estructura interna fue abordada mediante un análisis factorial confirmatorio utilizando un estimador de mínimos cuadrados ponderados (WLS), basado en una matriz de correlaciones policóricas y la eliminación completa de casos perdidos.

Se calcularon varios índices de ajuste para evaluar el peso estructural y validez convergente de ambas escalas: prueba chi-cuadrado de mínimos cuadrados ponderados ($WLS\chi^2$), Chi-cuadrado normalizado ($CMIN/gl$) menor o igual 5 como aceptable, Índice de bondad de ajuste ajustado ($aGFI$) mayor a 0,9, Índice de bondad de ajuste (GFI) mayor a 0,9, Error cuadrático medio de aproximación ($RMSEA$) menor a 0,08, Índice de ajuste comparado (CFI) mayor a 0,9 e Índice ajustado no normado ($NNFI$) mayor a 0,95 (Browne & Cudeck, 1992; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2013). Se determinó que el conjunto de indicadores permita determinar el grado de ajuste de cada uno de los modelos, independientemente del desajuste de uno u otro en particular (Schreiber et al., 2006). Diferencias menores a 0,01 en CFI o NNFI, o menores a 0,015 en $RMSEA$ se consideran descartables en favor del modelo más parsimonioso (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002).

Se evaluaron los índices de modificación del modelo que obtuvo un ajuste insuficiente en el paquete *lavaan* (v.0,6-9) (Rosseel, 2012). Éstos se utilizaron para orientar los parámetros a reespecificar de la estructura factorial evaluada (Whittaker, 2012). Se estudiaron los ítems con índices de modificación (*Modification Indices* o MI) mayores a 5 y cambios esperados de los parámetros esperados estandarizados (*Standardized Expected Parameter Change* o SEPC) mayores a $|0,2|$ (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017).

Se examinó el modelo de medición completo abordado en este estudio, en el que cada variable observada carga en su respectivo factor latente. Este modelo permite observar hasta qué punto una medida se relaciona con otras en una red nomológica. Asimismo, se generaron modelos alternativos desde distintas combinaciones de variables manifiestas cargando a otros factores latentes a un modelo en que todas las variables manifiestas cargan en un único factor.

La evidencia discriminante entre factores se estableció a través de una proporción hetero-rasgo/mono-rasgo de las correlaciones (HTMT) menor a 0,9 (Henseler et al., 2015), sumado a una prueba chi-cuadrado que compara pares de constructos y que una significancia menor a 0,05 sirve como evidencia de que ambos constructos son distintos uno del otro (Rönkkö & Cho, 2022). La evidencia convergente de cada factor se evaluó mediante la varianza media extraída (AVE) y una medida de fiabilidad compuesta (CR), siendo aceptable que cada factor explique más del 50% de la varianza de las variables manifiestas para el primero, y una fiabilidad compuesta mayor a 0,7 (Fornell & Larcker, 1981). Se evaluó la consistencia interna por medio del alfa ordinal sobre las escalas, asumiendo la naturaleza ordinal de los ítems (Domínguez Lara, 2012). Se calcularon los errores estándar de medición para las puntuaciones en base a la fiabilidad compuesta (Viladrich et al., 2017). Las pruebas mencionadas se generaron utilizando el paquete *semTools* (Jorgensen et al., 2021).

En última instancia, se generaron múltiples niveles de exposición a liderazgos y acoso, ya sea utilizando criterios de clasificación teóricos, puntajes brutos y cuartiles de puntajes brutos. Se estimó la razón de prevalencia (*RP*) de distrés en presencia de WB y formas de liderazgo, mediante modelos de regresión logística ponderadas mediante linealización de Taylor, asumiendo una distribución Poisson y un enlace-log. Lo anterior permitió determinar asociaciones entre la exposición a WB o liderazgos destructivos y distrés psicológico, controlando por variables confusoras (clima organizacional sexista, precariedad laboral, sexo, zona metropolitana de residencia y ocupación). Estos análisis se efectuaron en el paquete *survey* (v.0,6-3) (Espelt et al., 2017; Lumley, 2004; Lumley & Scott, 2017). Las regresiones se esquematizan de la siguiente manera:

Ecuación 1:

$$\text{Log (Alto Distrés)} = \beta_0 + \beta_1 * \text{Ptje. Acoso Laboral} + \beta_2 * \text{Ptje. Liderazgos Destructivos} + \beta_3 * \text{Ptje. Liderazgos Constructivos} + \beta_4 * \text{Sexo} + \beta_5 * \text{Clima Sexista} + \beta_6 * \text{Precariedad} + \beta_7 * \text{Zona Metropolitana} + \beta_8 * \text{Ocupación} + \varepsilon$$

Ecuación 2^a:

$$\text{Log (Alto Distrés)} = \beta_0 + \beta_1 * \text{Ptje. Acoso Laboral } Q_2 + \beta_2 * \text{Ptje. Acoso Laboral } Q_3 + \beta_3 * \text{Ptje. Acoso Laboral } Q_4 + \beta_4 * \text{Ptje. Liderazgos Destructivos } Q_2 + \beta_5 * \text{Ptje. Liderazgos Constructivos } Q_3 + \beta_6 * \text{Ptje. Liderazgos Constructivos } Q_4 + \beta_7 * \text{Sexo} + \beta_8 * \text{Clima Sexista} + \beta_9 * \text{Precariedad} + \beta_{10} * \text{Zona Metropolitana} + \beta_{11} * \text{Ocupación} + \varepsilon$$

^a Q2 Q3 y Q4 se refiere a los puntajes en cuartiles, respecto al cuartil de referencia (Q1).

Todos los análisis estadísticos se llevaron a cabo en el programa R (R Core Team, 2018).

Resultados

Los resultados del estudio se encuentran organizados de acuerdo con los objetivos: examinar la evidencia de validez interna, y la validez por la relación con otras variables de los puntajes de las escalas NAQ-R y CDLS en trabajadores(as) chilenos(as).

Estructura Interna

La suma de los puntajes brutos de los 22 ítems del NAQ-R comprendieron desde 0 a 88 puntos ($M= 7,37$, $DE= 9,83$), y los ítems se encontraron anormalmente distribuidos (*Sesgo de Mardia*= 80.560,92 $p<0,001$; *Curtosis de Mardia*= 718,15; $p<0,001$). La suma de los ocho ítems originalmente pertenecientes a las conductas de liderazgo destructivo (autoritario y *laissez-faire*) abarcaron desde 0 a 23 puntos ($M= 4,39$,

$DE=126,35$; $p<0,001$), y también sus ítems se encontraron anormalmente distribuidos (*Sesgo de Mardia*= 11.266,08; $p<0,001$; *Curtosis de Mardia*= 126,35; $p<0,001$). Estos hallazgos condujeron al análisis factorial confirmatorio utilizando mínimos cuadrados ponderados (*WLS*): un estimador que no asume una distribución normal de las variables (Kline, 2013).

Se compararon tres modelos competidores para el NAQ-R. El primero especificó sólo Un Factor (Acoso Laboral) compuesto por los 22 ítems. El segundo definió Dos Factores: Acoso Relacionado con el Trabajo (ítems 1,3,16, 18, 19 y 21) y Dirigido a la Persona (ítems 2, 4, 5, 6, 7, 10, 11, 12, 13, 15, 17, 20, 8, 9 y 22). El tercero estuvo compuesto por Acoso Relacionado con el Trabajo (ítems 1,3,16, 18, 19 y 21), Acoso Dirigido a la Persona (ítems 2, 4, 5, 6, 7, 10, 11, 12, 13, 15, 17 y 20) y Acoso Físico (ítems 8, 9 y 22). El modelo Tres Factores obtuvo los mejores índices de ajuste $WLS\chi^2(206, N=1927) = 632, p<0,001$; $CFI= 0,969$; $GFI= 0,994$; $aGFI= 0,990$; $RMSEA = 0,033$; $90\% IC [0,030, 0,036]$; $NNFI= 0,966$. Se utilizaron 1927 observaciones válidas para su estimación.

Tabla 1

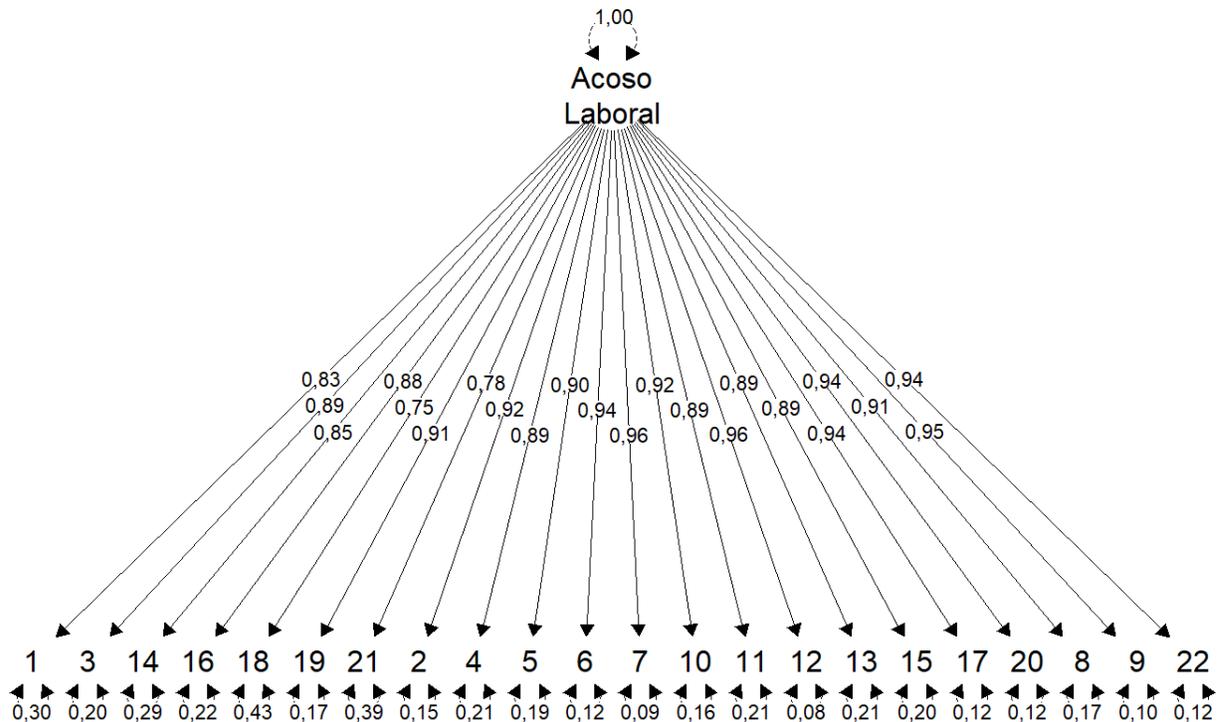
Índices de Bondad de ajuste de los tres modelos factoriales competidores del instrumento NAQ-R

Modelos propuestos	gl	WLS χ^2	CMIN/gl	aGFI	GFI	RMSEA [IC 90%]	CFI	NNFI
Tres factores (Relacionado con el trabajo, Acoso dirigido a la Persona, Acoso Físico)	206	632,699	3,071	0,990	0,994	0,033 [0,030, 0,036]	0,969	0,966
Dos factores (Relacionado con el trabajo, Acoso dirigido a la Persona)	208	644,997	3,101	0,990	0,994	0,033 [0,030, 0,036]	0,969	0,965
Un Factor (Acoso Laboral)	209	648,069	3,101	0,990	0,994	0,033 [0,030, 0,036]	0,969	0,965

Nota. IC 90% = Intervalos de confianza al 90%; Todos los modelos obtuvieron un valor $p\chi^2 < 0,001$.

La escala en total mostró una consistencia interna y una fiabilidad compuesta muy alta ($\alpha= 0,97$; $CR= 0,98$) al igual que el Acoso Dirigido a la Persona ($\alpha= 0,95$; $CR= 0,97$), mientras que el Acoso Físico ($\alpha= 0,87$; $CR=0,90$) y el Acoso Relacionado con el Trabajo ($\alpha= 0,89$; $CR=0,90$) obtuvieron una alta consistencia y fiabilidad compuesta. Se registró una alta correlación entre las variables latentes siendo mayor entre Acoso Dirigido a la Persona y Relacionado con el Trabajo ($\Phi= 0,99$). Por otra parte, el Acoso Físico también muestra una alta correlación con Acoso Dirigido a la Persona ($\Phi= 0,97$) y Acoso Relacionado con el Trabajo ($\Phi= 0,98$). La varianza media extraída fue de 0,72 para Acoso Relacionado con el Trabajo, 0,84 para Acoso Dirigido a la Persona y 0,88 para Acoso Físico. No obstante, se constata un índice HTMT de 0,92 para la relación entre Acoso Dirigido a la Persona y Relacionado con el Trabajo, sumado a un índice de 0,96 para la relación entre Acoso Físico y Acoso Dirigido a la persona. De igual manera, la prueba chi-cuadrado indica que no es posible distinguir las variables latentes identificadas en el modelo $\chi^2(207,2)=632, p=1$. De tal manera que el modelo unifactorial resulta ser el más adecuado a los datos, considerando además las diferencias obtenidas en los índices de ajuste respecto al modelo de tres factores ($\Delta RMSEA= 0,000$; $\Delta CFI= 0,000$; $\Delta NNFI= 0,001$) (Ver Tabla 1).

La Figura 1 muestra las cargas factoriales y correlaciones múltiples al cuadrado de la solución de Un Factor. Las cargas factoriales de los ítems resultaron mayores a 0,7 y mostraron una alta significancia estadística ($p<0,001$) (Hair et al., 2010).

Figura 1*Cargas factoriales y communalidades para NAQ-R*

Nota. Cargas factoriales se encuentran en el medio de las flechas rectas de arriba hacia abajo; Todas las cargas factoriales y correlaciones obtenidas presentadas en un valor de significancia Wald Z $p(|z|) < 0,001$.

Se compararon tres modelos competidores para CDLS. El primero especificó sólo Un Factor (Liderazgos) compuesto por los 14 ítems. El segundo definió Dos Factores: Liderazgos Destructivos (ítems 3, 5, 7, 9, 1, 4, 8 y 10) y Constructivos (ítems 2, 6, 11, 12, 13 y 14). El tercero estuvo compuesto por Liderazgo Laissez-Faire (ítems 3, 5, 7 y 9), Autoritario (ítems 1, 4, 8 y 10) y Constructivo (ítems 2, 6, 11, 12, 13 y 14).

La Tabla 2 muestra los modelos especificados para CDLS. A pesar de que el modelo de Tres Factores obtuvo un mejor ajuste en comparación a los que asumen uno o dos, gran parte de los índices de ajuste resultaron insatisfactorios $WLS\chi^2(74, N= 1851) = 1502,609, p < 0,001$; $CFI = 0,922$; $GFI = 0,985$; $aGFI = 0,973$; $RMSEA = 0,103$; $90\% IC [0,098, 0,107]$ $NNFI = 0,904$.

Se exploraron los índices de modificación de la escala CDLS, derivando en la eliminación del ítem 3 (“¿Ha mostrado preocupación por los resultados?” para el Liderazgo Laissez-Faire). Lo anterior, dado que mostró importantes errores de especificación producto de que su eventual incorporación a las variables latentes de Liderazgo Constructivo ($MI=410$; $SEPC=-2,41$) y Autoritario ($MI=219$; $SEPC=1,03$) producirían mejoras sustanciales al modelo estadístico.

El modelo de tres factores resultó en índices aceptables $WLS\chi^2(41, N= 1847) = 564, p < 0,001$; $CMIN/gl = 9,1$; $CFI = 0,970$; $GFI = 0,994$; $aGFI = 0,989$; $RMSEA = 0,066$; $90\% IC [0,061, 0,071]$ $NNFI = 0,959$, exceptuando $CMIN/gl$. Se utilizaron 1851 observaciones para la estimación del modelo.

Tabla 2

Resumen de índices de bondad de ajuste de los tres modelos factoriales competidores del instrumento CDLS

Modelos propuestos	gl	WLS χ^2	CMIN/gl	aGFI	GFI	RMSEA [IC 90%]	CFI	NNFI
Tres factores ^a	74	1502,609	20,306	0,973	0,985	0,103 [0,098, 0,107]	0,922	0,904
Dos factores ^b	76	1962,982	25,829	0,966	0,981	0,116 [0,112, 0,121]	0,897	0,876
Un Factor ^c	77	2138,680	27,775	0,963	0,979	0,121 [0,116, 0,125]	0,887	0,866

Nota. IC 90%= Intervalos de confianza al 90%; Todos los modelos obtuvieron un valor $p \chi^2 < 0,001$.

^a Liderazgo constructivo, laissez-faire y autoritario;

^b Liderazgo constructivo y destructivo;

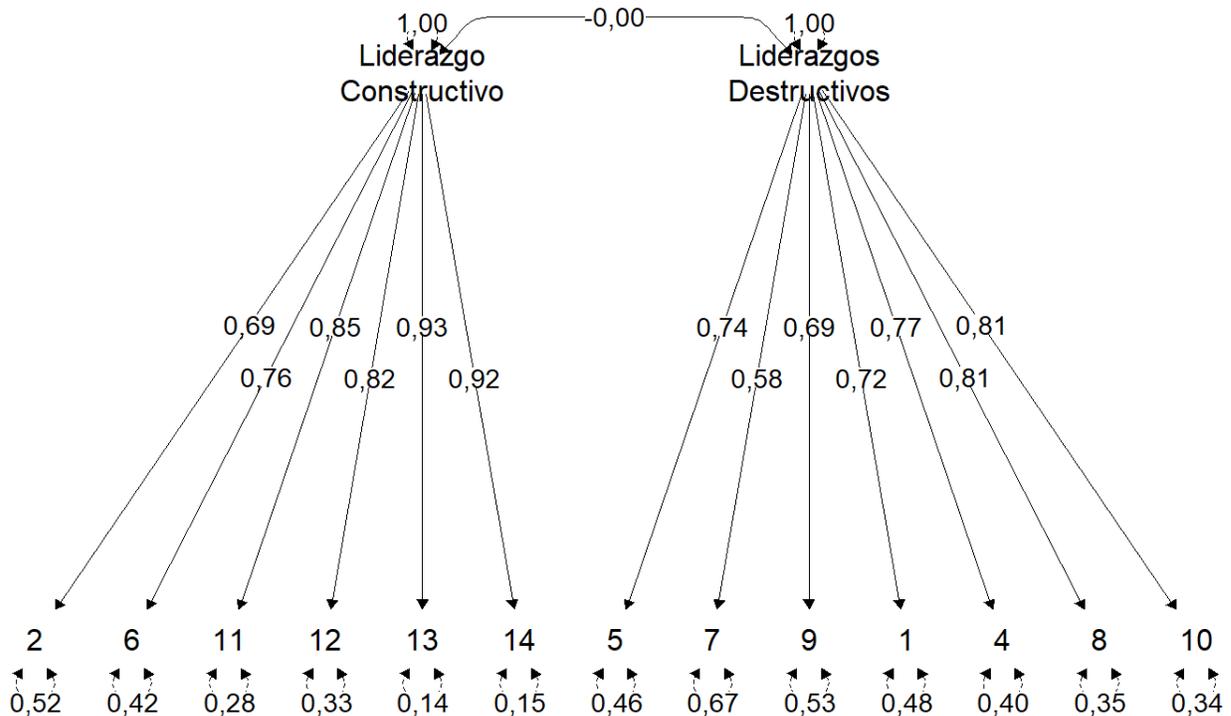
^c Liderazgos en general

Eliminado el ítem 3, el Liderazgo Constructivo mostró una muy alta consistencia y fiabilidad compuesta ($\alpha=0,91$; $CR=0,91$), una alta consistencia y aceptable fiabilidad compuesta para el Liderazgo Autoritario ($\alpha=0,85$; $CR=0,77$), mientras que el Liderazgo Laissez-Faire mostró una consistencia aceptable ($\alpha=0,71$) aunque una baja fiabilidad compuesta ($CR=0,64$). Asimismo, la varianza media extraída del Liderazgo Laissez-Faire fue muy baja ($AVE=0,43$), a diferencia del Liderazgo Constructivo ($AVE=0,70$) y Autoritario ($AVE=0,62$). Si bien el índice HTMT es 0,83 para la relación entre Liderazgo Laissez-Faire y Autoritario, los resultados de la prueba chi-cuadrado indican que no es posible distinguir entre éstas variables latentes $\chi^2(63,2)=568$, $p=0,05$.

El modelo de dos factores obtuvo un ajuste aceptable $WLS\chi^2(64, N=1847) = 642$, $p < 0,001$; $CMIN/gl = 10,0$; $CFI = 0,966$; $GFI = 0,993$; $aGFI = 0,987$; $RMSEA = 0,070$; $90\% IC [0,065, 0,075]$ $NNFI = 0,959$ $\Delta RMSEA = 0,004$; $\Delta CFI = 0,004$; $\Delta NNFI = 0,004$, con diferencias mínimas respecto al modelo de tres factores. En dicho modelo, todas las cargas factoriales de los ítems mostraron una alta significancia estadística ($p < 0,001$), y la mayoría de las cargas factoriales mostraron índices sobre 0,7, exceptuando el ítem siete (“¿Ha evitado involucrarse en su trabajo?”) en que la variable latente Liderazgos Destructivos explicó sólo el 34% de la varianza del ítem. Si bien las cargas factoriales son menores a 0,7, aún se consideran aceptables dado que el tamaño de la muestra permite relajar esta exigencia (Hair et al., 2010). Los resultados indican que no existe una relación entre Liderazgos Destructivos y Constructivos ($\Phi = 0,00$) (Ver Figura 2).

Figura 2

Cargas factoriales estandarizadas para escalas CDLS

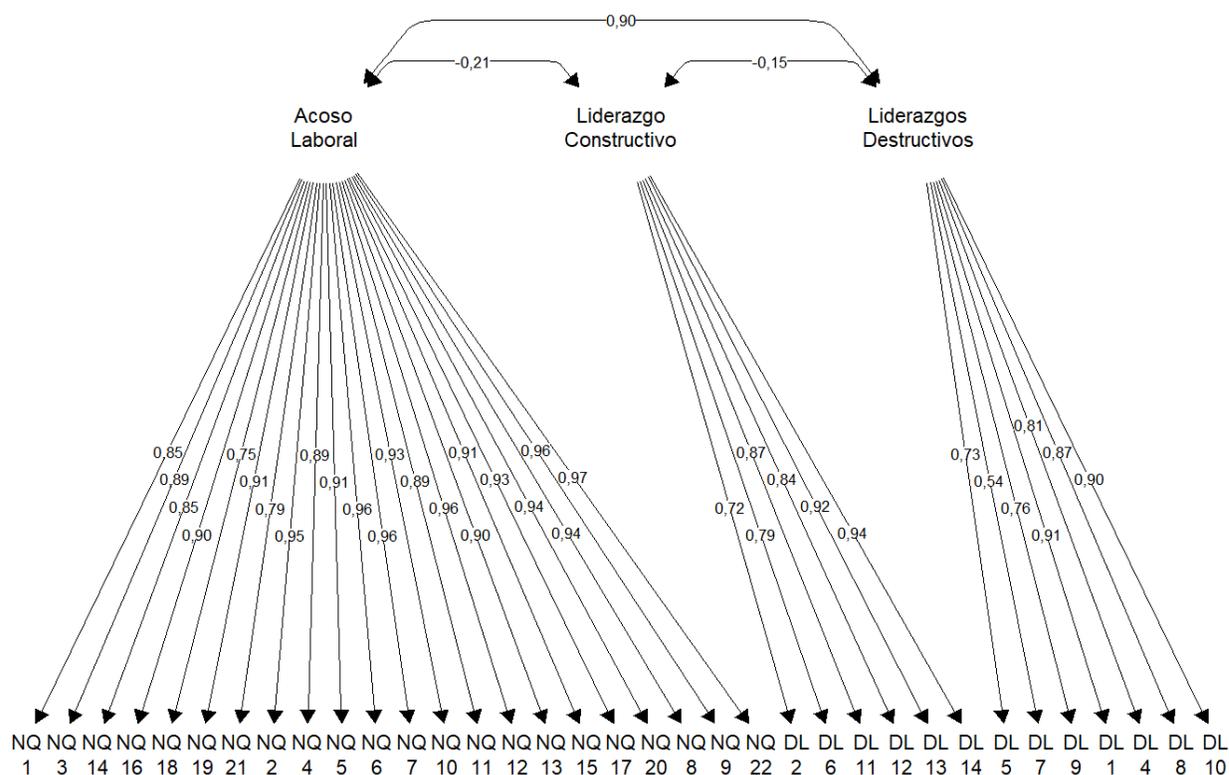


Nota. Cargas factoriales se encuentran en el medio de las flechas rectas de arriba abajo; Todas las cargas factoriales y correlaciones obtenidas presentadas en un valor de significancia Wald $Z p(|z|) < 0,001$.

Adicionalmente, se compararon diversos modelos una vez habiendo eliminado el ítem 3 correspondiente al Liderazgo Laissez-Faire, entre los que destacó el modelo de medición compuesto por Acoso Dirigido a la Persona, Acoso Relacionado con el Trabajo y Acoso Físico, Liderazgo Autoritario, Laissez-Faire y Constructivo, por su alto ajuste $WLS\chi^2(545, N= 1847) = 2,335, p < 0,001; CMIN/gl = 4,28; aGFI = 0,993; GFI = 0,994; RMSEA [IC 90\%] = 0,043[0,041-0,044]; CFI = 0,968; NNFI = 0,965$. Con todo, el modelo restringido seleccionado a partir de la selección de variables latentes compuesto por Acoso Laboral, Liderazgos Destructivos y Constructivos (“NAQ-R de 1 Factor & CDLS de 2 Factores”) mostró un ajuste similar $WLS\chi^2(557, N= 1847) = 2,562, p < 0,001; CMIN/gl = 4,60; aGFI = 0,992; GFI = 0,994; RMSEA [IC 90\%] = 0,045[0,043-0,046]; CFI = 0,964; NNFI = 0,962$, y diferencias mínimas con el modelo de medición en los índices ($\Delta RMSEA = 0,004; \Delta CFI = 0,002; \Delta NNFI = 0,003$) (Ver Figura 3). De este modelo, las cargas factoriales de los ítems resultaron mayores a 0,7 exceptuando el ítem 7, aunque todos mostraron una alta significancia estadística ($p < 0,001$) (Hair et al., 2010). Un aspecto a mencionar es que la covarianza entre Acoso Laboral y Liderazgos Destructivos fue muy alta ($\Phi = 0,90$). Sumado a esto, el Acoso Laboral ($\alpha = 0,97; CR = 0,98; AVE = 0,82$) muestra una consistencia interna y una fiabilidad compuesta muy alta, seguido por el Liderazgo Constructivo ($\alpha = 0,90; CR = 0,91; AVE = 0,73$) y Liderazgos Destructivos ($\alpha = 0,87; CR = 0,86; AVE = 0,64$). No obstante, los resultados de la prueba chi-cuadrado indican que no es posible distinguir entre Liderazgos Destructivos y Acoso Laboral identificados en el modelo $\chi^2(558, 2) = 2,56, p = 0,3$.

Figura 3

Cargas factoriales estandarizadas para escalas NAQ-R y CDLS



Nota. NQ= Ítems del Cuestionario NAQ-R; DL = Ítems de la escala CDLS. Modelo de Medición. Cargas factoriales se encuentran en el medio de las flechas rectas de arriba abajo; Todas las cargas factoriales y correlaciones obtenidas presentadas en un valor de significancia Wald Z $p(|z|) < 0,001$

En línea con lo anterior, cabe mencionar que existe un modelo de mayor parsimonia conformado por la combinación de Acoso Laboral y Liderazgos Destructivos (Violencia Laboral en general) y Liderazgo Constructivo, que obtuvo un ajuste similar a los datos $WLS\chi^2(559, N= 1847) = 2.715, p < 0,001$; $CMIN/gl = 4,86$; $aGFI = 0,992$; $GFI = 0,994$; $RMSEA [IC 90\%] = 0,046[0,045-0,048]$; $CFI = 0,962$; $NNFI = 0,959$ y diferencias mínimas con el modelo de medición en los índices ($\Delta RMSEA = 0,003$; $\Delta CFI = 0,006$; $\Delta NNFI = 0,006$) (Ver Tabla 3).

Tabla 3

Resumen de índices de bondad de ajuste del modelo factorial reespecificado del modelo de medición

Modelos	gl	WLS χ^2	CMIN/ gl	aGFI	GFI	RMSEA [IC 90%]	CFI	NNFI
NAQ-R de 3 Factores & CDLS de 3 Factores	545	2334,762	4,284	0,993	0,994	0,043[0,041-0,044]	0,968	0,965
NAQ-R de 1 Factor & CDLS de 3 Factores	554	2406,361	4,344	0,993	0,994	0,043[0,041-0,045]	0,967	0,965
NAQ-R de 2 Factores & CDLS de 3 Factores	550	2387,568	4,341	0,993	0,994	0,043[0,041-0,045]	0,967	0,965
NAQ-R de 2 Factores & CDLS de 2 Factores	554	2546,198	4,596	0,992	0,994	0,045[0,043-0,046]	0,965	0,962
NAQ-R de 3 Factores & CDLS de 2 Factores	550	2498,025	4,542	0,992	0,994	0,044[0,043-0,046]	0,965	0,963
NAQ-R de 1 Factor & CDLS de 2 Factores	557	2562,014	4,600	0,992	0,994	0,045[0,043-0,046]	0,964	0,962
2 Factores: Violencia Laboral vs. Liderazgos Constructivos ^a	559	2715,134	4,857	0,992	0,994	0,046[0,045-0,048]	0,962	0,959
NAQ-R de 3 Factores & CDLS de 3 Factores (2do orden) ^b	550	4233,036	7,696	0,987	0,99	0,061[0,059-0,063]	0,935	0,929
NAQ-R de 2 Factores & CDLS de 3 Factores (2do orden) ^b	554	4282,833	7,731	0,987	0,99	0,061[0,059-0,063]	0,934	0,929

(continúa)

Tabla 3 (Conclusión)*Resumen de índices de bondad de ajuste del modelo factorial reespecificado del modelo de medición*

Modelos	gl	WLS χ^2	CMIN/ gl	aGFI	GFI	RMSEA [IC 90%]	CFI	NNFI
NAQ-R de 1 Factor & CDLS de 3 Factores (2do orden) ^b	557	4315,005	7,747	0,987	0,99	0,061[0,059-0,063]	0,933	0,929
NAQ-R de 3 Factores & CDLS de 1 Factor	554	4741,786	8,559	0,985	0,989	0,065[0,063-0,066]	0,926	0,92
NAQ-R de 1 Factor & CDLS 1 Factor	559	4806,472	8,598	0,985	0,989	0,065[0,063-0,067]	0,925	0,92
NAQ-R de 2 Factores & CDLS de 1 Factor Único factor	557	4804,243	8,625	0,985	0,989	0,065[0,063-0,067]	0,925	0,92
NAQ-R de 3 Factores & CDLS de 2 Factores (2do orden) ^c	554	6586,439	11,889	0,98	0,984	0,078[0,076-0,079]	0,893	0,885
NAQ-R de 1 Factor & CDLS de 2 Factores (2do orden) ^c	559	6701,121	11,988	0,979	0,984	0,078[0,076-0,080]	0,891	0,884
NAQ-R de 2 Factores & CDLS de 2 Factores (2do orden) ^c	557	6682,631	11,998	0,979	0,984	0,078[0,076-0,080]	0,891	0,884

Nota. IC 90%= Intervalos de confianza al 90%; Todos los modelos obtuvieron un valor $p \chi^2 < 0,001$; ordenados de mayor a menor CFI

^a Violencia Laboral agrupa a los ítems concernientes a Liderazgos Destructivos y Acoso Laboral

^b Modelo jerárquico que considera un factor de liderazgo constructivo vs. destructivo y dos factores (Liderazgo Laissez-Faire y Autoritario) que saturan en liderazgo destructivo.

^c Modelo jerárquico que considera un factor de liderazgo constructivo y destructivo que saturan en liderazgos en general

Relación con otras variables

A continuación, se presentan los resultados descriptivos y de asociaciones, sumado a una recodificación de las variables que permitió obtener prevalencias de WB y estilos de liderazgo medidos. Posteriormente, se presentan las asociaciones entre distrés psicológico y la exposición a WB y liderazgos, controlando por variables confusoras.

La matriz de correlaciones cruzadas (Ver Tabla 4), mostró correlaciones fuertes y significativas del NAQ-R con la suma de los liderazgos destructivos ($r = 0,53$). Respecto al Liderazgo Constructivo, se observaron correlaciones principalmente negativas y débiles con NAQ-R ($r = -0,14$) y relaciones nulas con el Liderazgo Autoritario ($r = 0,00$), aunque una relación baja y positiva con Liderazgo Laissez-Faire ($r = 0,09$). Los puntajes de distrés correlacionaron de manera significativa, baja a moderada y positiva con las variables de estudio ($0,37 < r \leq 0,41$), excluyendo a Liderazgo Constructivo, con el que correlacionó de manera inversa y débil ($r = -0,08$).

Tabla 4

Promedios, desviaciones estándar, alfa de Cronbach y correlaciones entre NAQ-R, CDLS, sus factores y Distrés psicológico.

Suma puntajes brutos	M (DE)	1	2	3	4
1. NAQ-R	0,34 (0,43)	1,49	-0,14***	0,53***	0,41***
2. Liderazgos Constructivos	1,50 (0,65)		1,53	0,004	-0,08**
3. Liderazgos Destructivos ^a	0,42 (0,49)			1,38	0,37***
4. Distrés Psicológico	0,45 (0,45)				-

Nota. M= Promedio de los ítems en escala Likert; DE= Desviación estándar promedio de los ítems en escala Likert; Error de medición estándar en diagonal y resaltado en negrita; Correlaciones de Pearson arriba de la diagonal.

^a Después de la eliminación del ítem 3;

*** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$.

Las variables del NAQ-R y CDLS se dicotomizaron de acuerdo con los criterios de clasificación operacional. Respecto al NAQ-R, 22% de la muestra fueron víctimas de acoso de acuerdo al criterio de Leymann (al menos una conducta reportada con frecuencia *semanalmente* o *diariamente*) (1990), y 10% de acuerdo a un criterio estricto (al menos dos conductas reportadas *semanalmente* o *diariamente*) (Mikkelsen & Einarsen, 2001). El 6% indicó haber sido víctima de WB en los últimos seis meses, una vez entregada una definición. En línea con investigaciones anteriores (Aasland et al., 2010), los liderazgos fueron clasificados exclusivamente con el criterio de Leymann (al menos una conducta con frecuencia *bastante a menudo* o *casi siempre*) (1990), indicando un que un 22% no reportó conductas de liderazgo constructivo, mientras que el 33% reportó exposición a algún tipo de liderazgo destructivo.

De las regresiones efectuadas y manteniendo las demás variables constantes, se constató que la prevalencia de distrés aumenta un 3% (95% IC [1,6%, 3,8%]) por cada incremento de un punto en la suma de puntajes brutos del NAQ-R. De igual manera, la prevalencia de distrés aumenta un 9% [5,6%, 13,3%] por cada incremento de un punto en la suma de puntajes brutos de los ítems de Liderazgo Destructivo. En cambio, cada incremento de un punto en la suma de puntajes brutos de los ítems de Liderazgo Constructivo se asoció con una disminución de 3% [0,1%, 5,8%] de la prevalencia de distrés. Dada la naturaleza de las variables independientes, éstas se analizaron recodificadas en cuartiles, siendo relevante destacar que quienes se encuentran en el cuarto cuartil de las distribuciones de la suma de puntajes del NAQ-R presentaron una proporción casi 3 veces mayor (RP= 2,75, [1,82, 4,16]) de distrés en comparación al resto. De igual manera, quienes obtuvieron puntajes en el cuarto cuartil en CDLS, presentaron 2,44 [1,70, 3,49] veces mayores proporciones de distrés en comparación al resto. En cambio, quienes obtuvieron puntajes en el cuarto cuartil de la distribución de Liderazgo Constructivo, presentan un 40% (RP= 0,72 [0,54, 0,96]) menor prevalencia de distrés en comparación al resto (ver Tabla 5).

Tabla 5

Razón de prevalencia estimada de conductas negativas y liderazgos en presencia de Alto distrés psicológico (n= 260).

VARIABLES INDEPENDIENTES	RP ^a	IC 95%
Puntajes como variables continuas		
Suma de puntajes NAQ-R	1,03***	[1,02, 1,04]
Suma de puntajes brutos de Liderazgos Destructivos	1,09***	[1,06, 1,13]
Suma de puntajes brutos de Liderazgos Constructivos	0,97*	[0,95, 1,00]
Puntajes discretizados en cuartiles		
Suma de puntajes NAQ-R, Segundo cuartil (1-4 puntos)	0,95	[0,67, 1,36]
Suma de puntajes NAQ-R, Tercer cuartil (5-10 puntos)	1,41	[0,97, 2,04]
Suma de puntajes NAQ-R, Cuarto cuartil (11 o más)	2,75***	[1,82, 4,16]
Suma de puntajes Liderazgo Constructivo, Segundo cuartil (5-8 puntos)	0,82	[0,64, 1,05]
Suma de puntajes Liderazgo Constructivo, Tercer cuartil (9-12 puntos)	1,06	[0,81, 1,38]
Suma de puntajes Liderazgo Constructivo, Cuarto cuartil (13 o más)	0,72*	[0,54, 0,96]
Suma de puntajes Liderazgo Destructivo, Segundo cuartil (1-2 puntos)	0,86	[0,64, 1,17]
Suma de puntajes Liderazgo Destructivo, Tercer cuartil (3-4 puntos)	1,00	[0,73, 1,38]
Suma de puntajes Liderazgo Destructivo, Cuarto cuartil (5 o más)	2,44***	[1,70, 3,49]

Nota. ^a Razón de Prevalencia ajustada por Sexo, Clima organizacional sexista, Precariedad laboral, Área Metropolitana y Ocupación IC= Intervalo de Confianza al 95%; ***p<0,001; **p<0,01; *p<0,05.

Discusión

Principales Hallazgos

El objetivo del presente estudio fue proveer evidencia de validez basada en la estructura interna y las relaciones con otras variables del Cuestionario de Conductas Negativas (NAQ-R) y la Escala de Liderazgo Destructivo (CDLS). Para ello se utilizó una muestra multioocupacional de trabajadores(as) civiles asalariados(as). Respecto a los hallazgos y en consonancia con estudios previos, los puntajes de ambas escalas no presentaron una distribución normal, razón por la que se asumió una libre distribución asintótica (Einarsen et al., 2009; Meseguer et al., 2007; Notelaers & Einarsen, 2013; Vukelic et al., 2015).

Referente al análisis descriptivo, se observó una mayor prevalencia de conductas de WB (22%) que la reportada en la muestra española (5,8%) (González-Trijueque & Graña, 2013). Sin embargo, aquellos(as) encuestados(as) que se autodefinieron víctimas de acoso en la muestra chilena representan menos de un tercio de quienes reportaron conductas de este tipo (6%), lo cual también es inferior al porcentaje global (11,3%) (Nielsen & Einarsen, 2018). Lo anterior permite sospechar una subestimación del acoso (Moreno et al., 2007). Por otra parte, un tercio de los(as) trabajadores(as) reportaron estar expuestos(as) a al menos una conducta de Liderazgos Destructivos (33%), lo cual es similar a los estudios aplicados a la población europea, aunque ellos añaden a esta estimación otras formas de liderazgo destructivo como el descarriado o desleal (Aasland et al., 2010; Nielsen et al., 2013). Lo anterior podría indicar que aquellos comportamientos son normalizados en países no desarrollados (Giorgi et al., 2011; van de Vliert & Einarsen, 2008), y en los que nuestro país no sería una excepción.

En términos de estructura factorial y consistencia interna, la escala NAQ-R mostró un buen ajuste. La consistencia interna de la escala NAQ-R resultó redundante, pero guarda similitud con las puntuaciones reportadas previamente en la literatura (Einarsen et al., 2009; Giorgi et al., 2011; González-Trijueque & Graña, 2013; Makarem et al., 2018; Millán et al., 2016; Nielsen et al., 2009; Tsuno et al., 2010; Vukelic et al., 2015). De ahí que diferentes tipos de comportamientos de acoso converjan, siendo difícil para los(as) encuestados(as) discriminar entre ellos (Einarsen et al., 2009). Por lo mismo, se recomienda que el instrumento sea interpretado de manera unidimensional.

En cambio, para la escala CDLS, el modelo que distingue entre Liderazgo Constructivo y Destructivos mostró un ajuste aceptable una vez eliminado un ítem. El único índice que obtuvo un valor levemente superior al umbral aceptable es la prueba normalizada chi-cuadrado (CMIN/gl), que pudo estar fuertemente sesgada por el mayor tamaño de la muestra (Kline, 2013). De todas formas, no se confirmó la estructura factorial original de la escala con todos los ítems. Específicamente, entre los Liderazgos Destructivos, el ítem tres (“¿No ha mostrado preocupación por los resultados?”) resultó problemático en términos de consistencia interna y estructura factorial, debido a importantes cargas factoriales con el liderazgo constructivo. Esta diferencia pudo producirse debido a características culturales que llevaron a modificar la formulación de la original (“has steered away from showing concern about results”, o “¿ha evitado mostrar preocupación por los resultados?”) (Aasland et al., 2010).

La importante correlación entre liderazgos Laissez-Faire y Autoritario se ha documentado previamente, lo que también pudo apreciarse en este estudio y se condice con la decisión de agruparlos en un solo constructo reconocido como Liderazgos Destructivos (Einarsen et al., 2009; Nielsen et al., 2016). Asimismo, es necesario tener en cuenta la baja correlación entre el Liderazgos Destructivos y Liderazgo Constructivo, lo que permite pensar que un mismo sujeto podría o no estar expuesto(a) a ambas conductas. Resultaría interesante analizar en futuros estudios los posibles efectos paradójales que esta situación puede acarrear, eventualmente, al identificar liderazgos negativos de parte de los(as) trabajadores(as) y eventuales efectos negativos en la salud mental; o bien el rol mediador de ciertas conductas constructivas entre liderazgos destructivos y problemas de salud.

En términos de evidencia de validez basado en relaciones con otras variables, se constataron importantes asociaciones entre la exposición a WB y Liderazgos Destructivos y la prevalencia de alto distrés, en línea con anteriores hallazgos (Carter et al., 2013; Nielsen et al., 2013; Schyns & Schilling, 2013; Silva et al., 2017; Skogstad et al., 2014; Tsuno et al., 2010; Verkuil et al., 2015). En cambio, los resultados sugieren que los liderazgos constructivos podrían ser elementos protectores frente a la aparición de distrés (Perilla-Toro & Gómez-Ortiz, 2017). Así, promover liderazgos constructivos y evitar que conductas destructivas se vuelvan persistentes puede contribuir a reducir la alta prevalencia de licencias médicas relacionadas con enfermedades de salud mental en Chile (Saavedra & Von Mühlenbrock, 2009).

Por otra parte y tal como lo han señalado sus autores, se constatan importantes vínculos entre WB y Liderazgos Destructivos, dado su origen conceptual común y a que ambos instrumentos apuntan a medir formas de violencia laboral. Asimismo, se ha documentado que el WB proviene de jefaturas que a su vez muestran comportamientos autocráticos, o posibilitan la emergencia de climas favorables para la ocurrencia de WB (Einarsen et al., 2009; Hoel et al., 2009).

Este estudio resulta ser un aporte en el contexto nacional pues contribuye con instrumentos que permiten identificar conductas laborales perjudiciales para los(as) trabajadores(as), pero también para las organizaciones, puesto que la violencia laboral se ha vinculado a un aumento de ausentismo, disminución del compromiso y la satisfacción laboral (Nielsen & Einarsen, 2012). Igualmente, el desarrollo de tales instrumentos busca contribuir a la “promoción de la igualdad y la eliminación de todas las formas de discriminación y de violencia y acoso, incluida la violencia de género, en el mundo del trabajo”(Organización Internacional del Trabajo [OIT], 2017, p. 46). Lo anterior, en un contexto social caracterizado por desigualdades que se han hecho presentes en las manifestaciones sociales y han instalado un debate sobre las dinámicas de organización del trabajo que promuevan el diálogo social (Guerrero et al., 2019).

Existe abundante evidencia del efecto protector de la generación de políticas a nivel gubernamental y organizacional para la erradicación de la violencia laboral (Einarsen et al., 2011; Fevre et al., 2012), por lo que se sugiere la instalación de una infraestructura ética en las organizaciones: éste define los comportamientos aceptables, señala las posibles consecuencias si se violan las normas de conductas y actúa como guía para responder eficazmente a los comportamientos no éticos o violentos y permite a su vez gestionarlos (Salin, Einarsen, et al., 2019). Si bien las escalas sobre liderazgos destructivos y WB apuntan a determinar exposición y no constituyen un instrumento de peritaje (Moreno et al., 2007), sí permitirían establecer mecanismos de vigilancia a dimensiones relevantes de riesgos psicosociales en el país (Díaz et al., 2015), mediante una evaluación multimodal que incluye medidas de autocategorización y conductuales. Por consiguiente, posibilita visibilizar cómo la organización del trabajo genera condiciones propicias para la aparición o extinción del acoso laboral, más allá de características de los(as) participantes o de la veracidad de un hecho específico (Einarsen et al., 2011; Hoel & Salin, 2003); en consecuencia, reconoce el carácter patogénico o salutogénico de la organización del trabajo relevando las dimensiones organizacionales.

Limitaciones y Desafíos

Una limitación respecto de la escala CDLS radica en los escasos antecedentes de su utilización (Aravena, 2017) con los cuales comparar su comportamiento psicométrico. Adicionalmente, no se encontraron traducciones al idioma español, lo que pudo incidir en la formulación de los ítems. Debe considerarse que la aproximación adoptada en el presente estudio no consideró el efecto de idiosincrasias culturales que podrían condicionar la manera en que se entienden los liderazgos (Salin, Cowan, et al., 2019; van de Vliert & Einarsen, 2008). En este sentido, haber omitido el ítem 3 por mejorar el ajuste del modelo a la muestra, deriva en que contenidos como la despreocupación por los resultados dejen de ser representados en la escala como parte de los Liderazgos Destructivos (Einarsen et al., 2007). Tal omisión podría incrementar la posibilidad de error tipo I (Schreiber et al., 2006).

Adicionalmente, los liderazgos destructivos se definen por sus efectos en otras variables y también por factores contextuales (Oc, 2018), por lo que se recomienda incluir covariables como constructos latentes en un modelo de ecuaciones estructurales (Schyns & Schilling, 2013). Existen otras técnicas como modelos exploratorios de ecuaciones estructurales que exploran las estructuras de covarianza, aunque permitiendo que los ítems puedan cargar a otros factores latentes (Morin et al., 2013). No obstante, las cargas cruzadas halladas en los ítems eliminados resultan incompatibles con la estructura teórica de los estilos de liderazgo destructivo (Einarsen et al., 2007), lo cual reafirma el procedimiento utilizado en el presente estudio de eliminar el ítem contaminado. De todas formas, se mantiene el desafío de incorporar criterios de jueces para evaluar las propuestas de eliminación de ítems en los procesos de purificación de la escala (*scale purification*) (Wieland et al., 2017). Futuros estudios debiesen examinar la estructura interna de la escala incorporando el ítem eliminado.

Una segunda limitación tiene origen en los supuestos subyacentes al análisis factorial y su representatividad, por lo que a futuro debiese ponerse a prueba el supuesto de invarianza en distintos grupos de la población (Putnick & Bornstein, 2016). Existen antecedentes que permiten sospechar diferencias en distintos grupos según sexo, geografía o sector ocupacional (Undurraga & López Hornickel, 2020).

Una tercera limitación radica en que la muestra no abarca a empleados asalariados de áreas rurales y otras regiones del norte y sur del país, en donde las ocupaciones pueden ser razonablemente diferentes y las culturas organizacionales pueden variar. Con todo, es necesario señalar que el porcentaje de personas con empleos formales a la fecha de aplicación en áreas rurales es de un 12% y las regiones abordadas concentran el 62% de ocupados/as en Chile (Instituto Nacional de Estadísticas, 2018). Adicionalmente, el hecho de haber utilizado un muestreo aleatorio constituye una importante ventaja que no aparece en otros estudios en Latinoamérica. Lo anterior, considerando que el procedimiento de muestreo tendría impacto en la estimación de la prevalencia de WB (Nielsen et al., 2010; Nielsen & Einarsen, 2018).

Una cuarta limitación se vincula al diseño del estudio, pues un diseño transversal no permite capturar factores que varían en el tiempo, que a su vez son capaces de condicionar mecanismos causales vinculados a las variables latentes (Salin, 2003). De igual manera, sería razonable estudiar sus medidas de ajuste en el tiempo, ya que el Liderazgo Laissez-Faire podría mostrar efectos a posteriores a seis meses, a diferencia del Liderazgo Autoritario, lo cual podría favorecer su diferenciación en términos estructurales (Skogstad et al., 2014). De todas formas, este estudio se considera un punto de partida relevante capaz de instar a investigadores(as) a responder estos aspectos mediante modelos de ecuaciones estructurales y datos longitudinales. Se recomienda que futuros estudios den cuenta de la prevalencia mediante aproximaciones empíricas tales como curvas ROC o análisis de clases latentes, las que son capaces de identificar grupos vulnerables ajustados al contexto de medición (Aasland et al., 2010; Einarsen et al., 2009; Notelaers & Einarsen, 2013).

Una quinta limitación proviene de la naturaleza de la evidencia de validez provista. Un desafío para futuros estudios será abordar evidencia de validez en términos de contenido, ya sea respecto al formato, fraseología o temáticas de las preguntas mediante juicio y acuerdo de expertos, particularmente locales, tal como lo hizo Salin y colaboradores (2019). Asimismo, futuros estudios debieran proveer evidencia basada en los procesos de respuesta (por ejemplo, mediante entrevistas cognitivas) a fin de entender cómo son interpretados los ítems. Por último, la consistencia interna es una de las tantas formas de confiabilidad, por lo que formas de consistencia temporal (*test-retest*), distintos(as) encuestados(as) en distintas ocasiones (*intra-rater*) o los mismos encuestados(as) en distintas ocasiones (*inter-rater*) se encuentran fuera del alcance de este estudio (Mokkink et al., 2010). Más allá de las limitaciones anteriores, el presente estudio representa una importante contribución de cara a la prevención e intervención frente a situaciones de violencia laboral en Latinoamérica.

Referencias

- Aasland, M., Skogstad, A., Notelaers, G., Nielsen, M., & Einarsen, S. (2010). The prevalence of destructive leadership behaviour. *British Journal of Management*, 21(2), 438–452. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8551.2009.00672.x>
- Ahumada, M., Ansoleaga, E., & Castillo-Carniglia, A. (2021). Acoso laboral y salud mental en trabajadores chilenos: el papel del género. *Cadernos de Saúde Pública*, 37(2), Artículo e00037220. <https://doi.org/10.1590/0102-311x00037220>
- American Educational Research Association [AERA], American Psychological Association [APA], & National Council on Measurement in Education [NCME]. (1999). Standards for Educational and Psychological Testing. En *The SAGE Encyclopedia of Educational Research, Measurement, and Evaluation*. American Educational Research Association. <https://doi.org/10.4135/9781506326139.n662>
- Ansoleaga, E., Ahumada, M., & González-Santa-Cruz, A. (2019). Association of workplace bullying and workplace vulnerability in the psychological distress of Chilean workers. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(20), Artículo 4039. <https://doi.org/10.3390/ijerph16204039>
- Ansoleaga, E., Díaz, X., & Mauro, A. (2016). Gendered work violence issues and mental health among Chilean women workers. En J. Gideon (Ed.), *Handbook on Gender and Health* (pp. 203–220). <https://doi.org/10.4337/9781784710866>
- Ansoleaga, E., Montaña, R., & Vézina, M. (2013). Validation of two complementary instruments for measuring work stress in Chilean workers. *Scandinavian Journal of Organizational Psychology*, 5(2), 5–14. https://www.researchgate.net/publication/259309577_Validation_of_two_complementary_instruments_for_measuring_work_stress_in_Chilean_workers
- Aravena, F. (2017). Destructive Leadership Behavior: An Exploratory Study in Chile. *Leadership and Policy in Schools*, 18(1), 83–96. <https://doi.org/10.1080/15700763.2017.1384501>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230–258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Camacho-Ramírez, A. (2018). *Acoso laboral o mobbing*. Editorial Universidad del Rosario. <https://doi.org/10.12804/tj9789587841619>
- Carter, M., Thompson, N., Crampton, P., Morrow, G., Burford, B., Gray, C., & Illing, J. (2013). Workplace bullying in the UK NHS: a questionnaire and interview study on prevalence, impact and barriers to reporting. *BMJ Open*, 3(6), Artículo e002628. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2013-002628>
- Centro de Estudios de Conflicto y Cohesión Social [COES]. (2018). *Resultados Primera Ola Estudio Longitudinal Social de Chile (ELSOC) Módulo 2: Conflicto Social: Los motivos de la justificación de la violencia en Chile*. http://www.coes.cl/wp-content/uploads/2017/07/N5_Resultados-Primera-Ola-ELSOC-Mod2_Conflicto-Social.pdf

- Chapell, D., & Di Martino, V. (2006). *Violence at work*. International Labour Organization.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Ciby, M., & Raya, R. P. (2015). Workplace Bullying: A Review of the Defining Features, Measurement Methods and Prevalence across Continents. *IIM Kozhikode Society & Management Review*, 4(1), 38–47. <https://doi.org/10.1177/2277975215587814>
- Díaz, X., Mauro, A., Ansoleaga, E., & Toro, J. (2017a). Violencia de Género en el Trabajo en Chile. Un Campo de Estudio Ignorado. *Ciencia & Trabajo*, 19(58), 42–48. <https://doi.org/10.4067/S0718-24492017000100042>
- Díaz, X., Mauro, A., Ansoleaga, E., & Toro, J. P. (2017b). Violencia de Género en el Trabajo en Chile. Un Campo de Estudio Ignorado. *Ciencia & Trabajo*, 19(58), 42–48. <https://doi.org/https://dx.doi.org/10.4067/S0718-24492017000100042>
- Díaz, X., Mauro, A., Toro, J., Villarroel, C., & Campos, D. (2015). Validación del inventario de violencia y acoso psicológico en el trabajo -IVAPT-PANDO- en tres ámbitos laborales chilenos. *Ciencia & Trabajo*, 17(52), 7–14. <https://doi.org/10.4067/S0718-24492015000100003>
- Domínguez Lara, S. (2012). Propuesta para el cálculo del Alfa Ordinal y Theta de Armor. *Revista de Investigación En Psicología*, 15(1), 213–217. <https://doi.org/10.15381/rinrvp.v15i1.3684>
- Dujo López, V., González Trijueque, D., Graña Gómez, J. L., & Andreu Rodríguez, J. M. (2020). A Psychometric Study of a Spanish Version of the Negative Acts Questionnaire-Revised: Confirmatory Factor Analysis. *Frontiers in Psychology*, 11, Artículo 1856. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01856>
- Einarsen, S., Aasland, M., & Skogstad, A. (2007). Destructive leadership behavior: A definition and conceptual model. *Leadership Quarterly*, 18(3), 207–216. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2007.03.002>
- Einarsen, S., Hoel, H., & Notelaers, G. (2009). Measuring exposure to bullying and harassment at work: Validity, factor structure and psychometric properties of the negative acts questionnaire-revised. *Work and Stress*, 23(1), 24–44. <https://doi.org/10.1080/02678370902815673>
- Einarsen, S., Hoel, H., Zapf, D., & Cooper, C. (2011). *Bullying and harassment in the workplace*. CRC Press.
- Einarsen, S., & Raknes, B. I. (1997). Harassment in the workplace and the victimization of men. *Violence and Victims*, 12(3), 247–263. <https://doi.org/10.1891/0886-6708.12.3.247>
- Einarsen, S., Skogstad, A., & Aasland, M. (2017). Destructive Leadership. En D. Poff & A. Michalos (Eds.), *Encyclopedia of Business and Professional Ethics*. Springer. <https://doi.org/https://doi.org/10.1007/978-3-319-23514-1>
- Ekvall, G., & Arvonen, J. (1991). Change-centered leadership: An extension of the two-dimensional model. *Scandinavian Journal of Management*, 7(1), 17–26. [https://doi.org/10.1016/0956-5221\(91\)90024-U](https://doi.org/10.1016/0956-5221(91)90024-U)
- Espelt, A., Marí-Dell'olmo, M., Bosque-Prous, M., & Penelo, E. (2017). Applied prevalence ratio estimation with different regression models: An example from a cross-national study on substance use research. *Adicciones*, 29(2), 105–112. <https://doi.org/10.20882/adicciones.823>
- Fevre, R., Lewis, D., Robinson, A., & Jones, T. (2012). *Trouble at work*. Bloomsbury Publishing PLC.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Fors Brandebo, M., Österberg, J., & Berglund, A. K. (2018). The Impact of Constructive and Destructive Leadership on Soldier's Job Satisfaction. *Psychological Reports*, 122(3), 1068–1086. <https://doi.org/10.1177/0033294118771542>
- Giorgi, G., Arenas, A., & Leon-Perez, J. M. (2011). An Operative Measure of Workplace Bullying: The Negative Acts Questionnaire Across Italian Companies. *Industrial Health*, 49(6), 686–695. <https://doi.org/10.2486/indhealth.ms1287>
- González-Trijueque, D., & Graña, J. (2013). Adaptación Psicométrica De Una Versión Española Del Cuestionario De Conductas Negativas Revisado (NAQ-R). *Psicopatología Clínica, Legal y Forense*, 13(1), 7–28. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6380082>
- Guerrero, P., Gárate, M., Ansoleaga, E., Balboa, M., Saffirio, J., Núñez, A., & Urrutia, M. (2019). Clínicas del trabajo en Chile : tres experiencias de intervención en una sociedad dañada por la gestión 'managerial.' *Laboreal*, 15(2), 1–24. <https://doi.org/10.4000/laboreal.15509>
- Gupta, R., Bakhshi, A., & Einarsen, S. (2017). Investigating Workplace Bullying in India: Psychometric Properties, Validity, and Cutoff Scores of Negative Acts Questionnaire–Revised. *SAGE Open*, 7(2), 1–12. <https://doi.org/10.1177/2158244017715674>
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2010). *Multivariate Data Analysis: A Global Perspective*. Pearson Education.
- Han, C. (2011). Symptoms Of Another Life: Time, Possibility, and Domestic Relations In Chile's Credit Economy. *Cultural Anthropology*, 26(1), 7–32. <https://doi.org/10.1111/j.1548-1360.2010.01078.x>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hoel, H., Glasø, L., Hetland, J., Cooper, C. L., & Einarsen, S. (2009). Leadership Styles as Predictors of Self-reported and Observed Workplace Bullying. *British Journal of Management*, 21(2), 453–468. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8551.2009.00664.x>
- Hoel, H., & Salin, D. (2003). Organisational antecedents of workplace bullying. En S. Einarsen, H. Hoel, & C. Cooper (Eds.), *Bullying and emotional abuse in the workplace: International perspectives in research and practice* (pp. 203–218). CRC Press. <https://doi.org/10.1201/9780203164662-17>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Instituto de Mercadotecnia y Opinión[IMO]. (2017). *Comparativo Mundial. 37 países opinan sobre el tema de 'ORIENTACIONES HACIA EL TRABAJO' en el marco del Programa Internacional de Encuestas Sociales (ISSP) Enero- Diciembre de 2016*. <http://www.imocorp.com.mx/imo2/index.php/proyeccion-internacional/issp/h3-encuestas-issp-h3-2/193-imo-comparativo-trabajo-septiembre2017>
- Instituto Nacional de Estadísticas. (2018). *Empleo Trimestral N° 234. Boletín informativo*. https://www.ine.cl/docs/default-source/ocupacion-y-desocupacion/boletines/2018/pais/boletín-empleo-nacional-trimestre-móvil-enero-febrero-marzo-2018.pdf?sfvrsn=c6a323e9_3

- Jiménez, B. M., Muñoz, A. R., Hernández, E. G., & Benadero, M. E. M. (2005). Antecedentes organizacionales del acoso psicológico en el trabajo: Un estudio exploratorio. *Psicothema*, 17(4), 627–632. <https://www.psicothema.com/pdf/3156.pdf>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2021). *semTools: Useful tools for structural equation modeling*. R package version 0.5-5. [Software]. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kline, R. (2013). Exploratory and confirmatory factor analysis. En Y. Petscher, C. Schatschneider, & D. L. Compton (Eds.), *Applied Quantitative Analysis in Education and the Social Sciences* (pp. 171–207). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203108550>
- Korkmaz, S., Goksuluk, D., & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R package for assessing multivariate normality. *R Journal*, 6(2), 151–162. <https://doi.org/10.32614/rj-2014-031>
- Ley No.20607. (2012). *Modifica el Código del Trabajo, sancionando las prácticas de acoso laboral*. Diario Oficial de la República de Chile, Santiago, Chile. <https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=1042709&idParte=9287927&idVersion=2012-08-08>
- Leymann, H. (1990). Mobbing and psychological terror at workplaces. *Violence and Victims*, 5(2), 119–126. <https://doi.org/10.1891/0886-6708.5.2.119>
- Lin, W.L., & Yao, G. (2014). Predictive Validity. En A. C. Michalos (Ed.), *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research* (pp. 5020–5021). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5>
- Lumley, T. (2004). Analysis of Complex Survey Samples. *Journal of Statistical Software*, 9(1), 1–19. <https://doi.org/10.18637/jss.v009.i08>
- Lumley, T., & Scott, A. (2017). Fitting regression models to survey data. *Statistical Science*, 32(2), 265–278. <https://doi.org/10.1214/16-STS605>
- Makarem, N. N., Tavitian-Elmadjian, L. R., Brome, D., Hamadeh, G. N., & Einarsen, S. (2018). Assessment of workplace bullying: Reliability and validity of an Arabic version of the Negative Acts Questionnaire-Revised (NAQ-R). *BMJ Open*, 8, Artículo e024009. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-024009>
- Mardia, K. v. (1974). Applications of Some Measures of Multivariate Skewness and Kurtosis in Testing Normality and Robustness Studies. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics, Series B (1960-2002)*, 36(2), 115–128. <https://www.jstor.org/stable/25051892>
- Medrano, L. A., & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Revista Digital de Investigación En Docencia Universitaria*, 11(1), 219–239. <https://doi.org/10.19083/ridu.11.486>
- Meseguer, M., Soler, M. I., Sáez, M. C., & García, M. (2007). Incidencia, componentes y origen del mobbing en el trabajo en el sector hortofrutícola. *Anales de Psicología*, 23(1), 92–100. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=16723112>
- Mikkelsen, E., & Einarsen, S. (2001). Bullying in Danish work-life: Prevalence and health correlates. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 10(4), 393–413. <https://doi.org/10.1080/13594320143000816>
- Millán, A., Diaferia, L., Acosta, M., & D'Aubeterre, M. E. (2016). Comparativo de las Propiedades Psicométricas del NAQ-R y del LIPT-60 en trabajadores venezolanos. *CES Psicología*, 9(2), 40–67. <https://doi.org/10.21615/cesp.9.2.4>
- Mokkink, L. B., Terwee, C. B., Patrick, D. L., Alonso, J., Stratford, P. W., Knol, D. L., Bouter, L. M., & de Vet, H. C. W. (2010). The COSMIN study reached international consensus on taxonomy, terminology, and definitions of measurement properties for health-related patient-reported outcomes. *Journal of Clinical Epidemiology*, 63(7), 737–745. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.02.006>
- Moreno, B., Rodríguez, A., Martínez, M., & Gálvez, M. (2007). Assessing Workplace Bullying: Spanish Validation of a Reduced Version of the Negative Acts Questionnaire. *Spanish Journal of Psychology*, 10, 449–457. <https://doi.org/10.1017/S1138741600006715>
- Morin, A. J. S., Marsh, H. W., & Nagengast, B. (2013). Exploratory structural equation modeling. In Hancock G. & Mueller R. (Eds.), *Structural Equation Modeling: A Second Course* (pp. 395–436). IAP Information Age Publishing.
- Nielsen, M., & Einarsen, S. (2012). Outcomes of exposure to workplace bullying: A meta-analytic review. *Work and Stress*, 26(4), 309–332. <https://doi.org/10.1080/02678373.2012.734709>
- Nielsen, M., & Einarsen, S. V. (2018). What we know, what we do not know, and what we should and could have known about workplace bullying: An overview of the literature and agenda for future research. *Aggression and Violent Behavior*, 42, 71–83. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.avb.2018.06.007>
- Nielsen, M., Hetland, J., Matthiesen, S. B., & Einarsen, S. (2012). Longitudinal relationships between workplace bullying and psychological distress. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 38(1), 38–46. <https://doi.org/10.5271/sjweh.3178>
- Nielsen, M., Matthiesen, S. B., & Einarsen, S. (2010). The impact of methodological moderators on prevalence rates of workplace bullying. A meta-analysis. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 83(4), 955–979. <https://doi.org/10.1348/096317909X481256>
- Nielsen, M., Skogstad, A., Matthiesen, S. B., & Einarsen, S. (2016). The importance of a multidimensional and temporal design in research on leadership and workplace safety. *The Leadership Quarterly*, 27(1), 142–155. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2015.08.003>
- Nielsen, M., Skogstad, A., Matthiesen, S. B., Glasø, L., Aasland, M. S., Notelaers, G., & Einarsen, S. (2009). Prevalence of workplace bullying in Norway: Comparisons across time and estimation methods. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 18(1), 81–101. <https://doi.org/10.1080/13594320801969707>
- Nielsen, M., Tvedt, S. D., & Matthiesen, S. B. (2013). Prevalence and occupational predictors of psychological distress in the offshore petroleum industry: A prospective study. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 86(8), 875–885. <https://doi.org/10.1007/s00420-012-0825-x>
- Notelaers, G., & Einarsen, S. (2013). The world turns at 33 and 45: Defining simple cutoff scores for the Negative Acts Questionnaire-Revised in a representative sample. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 22(6), 670–682. <https://doi.org/10.1080/1359432x.2012.690558>
- Notelaers, G., Van der Heijden, B., Hoel, H., & Einarsen, S. (2019). Measuring bullying at work with the short-negative acts questionnaire: identification of targets and criterion validity. *Work & Stress*, 33(1), 58–75. <https://doi.org/10.1080/02678373.2018.1457736>
- Oc, B. (2018). Contextual leadership: A systematic review of how contextual factors shape leadership and its outcomes. *The Leadership Quarterly*, 29(1), 218–235. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2017.12.004>
- Organización Internacional del Trabajo [OIT]. (2017). *Informe Final: Reunión de expertos sobre la violencia contra las mujeres y los hombres en el mundo del trabajo*. https://www.ilo.org/gender/Informationresources/Publications/WCMS_546305/lang-es/index.htm
- Palma, A., Muñoz, M., & Ansoleaga, E. (2018). ¿Cómo afrontan la violencia laboral los trabajadores/as chilenos/as? *Psicoperspectivas. Individuo y Sociedad*, 17(3), 75–86. <https://doi.org/10.5027/psicoperspectivas-Vol17-Issue3-fulltext-1288>

- Perez Arrau, G., Eades, E., & Wilson, J. (2012). Managing human resources in the Latin American context: The case of Chile. *International Journal of Human Resource Management*, 23(15), 3133–3150. <https://doi.org/10.1080/09585192.2011.639547>
- Perilla-Toro, L. E., & Gómez-Ortiz, V. (2017). Relación del estilo de liderazgo transformacional con la salud y el bienestar del empleado: el rol mediador de la confianza en el líder. *Revista de Psicología Del Trabajo y de Las Organizaciones*, 33(2), 95–108. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.rpto.2017.02.005>
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (2017). *Desiguales. Orígenes, cambios y desafíos de la brecha social en Chile*. https://www.estudiospnud.cl/wp-content/uploads/2020/04/DESIGUALES_reimp-libro-completo.pdf
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement Invariance Conventions and Reporting: The State of the Art and Future Directions for Psychological Research. *Developmental Review: DR*, 41, 71–90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- R Core Team. (2018). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. <https://doi.org/10.1108/eb003648>
- Rai, A., & Agarwal, U. A. (2017). Exploring nature of workplace bullying and psychometric properties of negative acts questionnaire-revised (NAQ-R) in Indian organizations. *Journal of Indian Business Research*, 9(3), 229–247. <https://doi.org/10.1108/jibr-12-2016-0145>
- Ramos, C. (2009). *Transformación de la empresa chilena. Una modernización desbalanceada*. Editorial Universidad Alberto Hurtado.
- Rönkkö, M., & Cho, E. (2022). An Updated Guideline for Assessing Discriminant Validity. *Organizational Research Methods*, 25(1), 6–14. <https://doi.org/10.1177/1094428120968614>
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Saavedra, A., & Von Mühlenbrock, C. (2009). Occupational mental health promotion: Review and projections for Chile. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatria*, 47(4), 293–302. <https://doi.org/10.4067/S0717-92272009000400006>
- Salin, D. (2003). Ways of explaining workplace bullying: A review of enabling, motivating and precipitating structures and processes in the work environment. *Human Relations*, 56(10), 1213–1232. <https://doi.org/10.1177/00187267035610003>
- Salin, D., Cowan, R., Adewumi, O., Apospori, E., Bochantin, J., D'Cruz, P., Djurkovic, N., Durniat, K., Escartín, J., Guo, J., Išik, I., Koeszegi, S. T., McCormack, D., Monserrat, S. I., & Zedlacher, E. (2019). Workplace bullying across the globe: a cross-cultural comparison. *Personnel Review*, 48(1), 204–2019. <https://doi.org/10.1108/PR-03-2017-0092>
- Salin, D., Einarsen, S., Skogstad, A., & Mykletun, R. J. (2019). Antecedents of ethical infrastructures against workplace bullying. *Personnel Review*, 48(3), 672–690. <https://doi.org/10.1108/PR-10-2017-0303>
- Sandoval Obando, E., & Peña, J. C. (2019). Violencia de género y discriminación arbitraria en una universidad privada chilena: una exploración inicial. *Sophia*, 15(2), 55–70. <https://doi.org/10.18634/sophiaj.15v.2i.945>
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A., & Barlow, E. A. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *Journal of Educational Research*, 99(6), 323–338. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Schyns, B., & Schilling, J. (2013). How bad are the effects of bad leaders? A meta-analysis of destructive leadership and its outcomes. *The Leadership Quarterly*, 24(1), 138–158. <https://doi.org/10.1016/j.leaf.2012.09.001>
- Silva, I. V., Aquino, E. M. L., & Matos Pinto, I. C. (2017). Psychometric properties of the Negative Acts Questionnaire for the detection of workplace bullying: an evaluation of the instrument with a sample of state health care workers. *Rev Bras Saude Ocup*, 42, 1–9. <https://doi.org/10.1590/2317-6369000128715>
- Skogstad, A., Aasland, M. S., Nielsen, M., Hetland, J., Matthiesen, S. B., & Einarsen, S. (2014). The Relative Effects of Constructive, Laissez-Faire, and Tyrannical Leadership on Subordinate Job Satisfaction. *Zeitschrift Für Psychologie*, 222(4), 221–232. <https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000189>
- Skogstad, A., Torsheim, T., Einarsen, S., & Hauge, L. (2011). Testing the work environment hypothesis of bullying on a group level of analysis: Psychosocial factors as precursors of observed workplace bullying. *Applied Psychology*, 60(3), 475–495. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2011.00444.x>
- Superintendencia de Seguridad Social [SUSESO]. (2016). *Circular 3241. Instruye a los organismos administradores del seguro de la Ley N°16.744, sobre el protocolo de normas mínimas de evaluación que deben cumplir en el proceso de calificación del origen de las enfermedades denunciadas como profesionales*. Santiago, Chile; Ministerio de Salud. https://www.ssmc.cl/wrdprss_minsal/wp-content/uploads/2017/12/Circular-SUSESO-3241-27-Julio-2016.pdf
- Superintendencia de Seguridad Social [SUSESO]. (2019). *Informe Anual: Estadísticas sobre Seguridad y Salud en el Trabajo 2018*. Santiago, Chile. https://www.suseso.cl/607/articulos-578301_archivo_01.pdf
- Toro, J. P., & Gómez-Rubio, C. (2016). Factores facilitadores de la violencia laboral: Una revisión de la evidencia científica en América Latina. *Ciencia & Trabajo*, 18(56), 110–116. <https://doi.org/10.4067/s0718-24492016000200006>
- Trépanier, S.-G., Boudrias, V., & Peterson, C. (2019). Linking destructive forms of leadership to employee health. *Leadership & Organization Development Journal*, 40(7), 803–814. <https://doi.org/10.1108/LODJ-04-2019-0168>
- Tsuno, K., Kawakami, N., Inoue, A., & Abe, K. (2010). Measuring Workplace Bullying: Reliability and Validity of the Japanese Version of the Negative Acts Questionnaire. *Journal of Occupational Health*, 52(4), 216–226. <https://doi.org/10.1539/joh.110036>
- Undurraga, R., & López Hornickel, N. (2020). Trayectorias Laborales de Mujeres y Violencia en el Trabajo: Una Cuestión de Género. *Psykhe*, 29(2), 1–14. <https://doi.org/10.7764/psykhe.29.2.1494>
- van de Vliert, E., & Einarsen, S. (2008). Cultural construals of destructive versus constructive leadership in major world niches. *International Journal of Cross Cultural Management*, 8(3), 275–295. <https://doi.org/10.1177/1470595808096670>
- Verkuil, B., Atasayi, S., & Molendijk, M. L. (2015). Workplace bullying and mental health: A meta-analysis on cross-sectional and longitudinal data. *PLoS ONE*, 10(8), Artículo e0135225. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0135225>
- Vie, T. L., Glasco, L., & Einarsen, S. (2011). Health outcomes and self-labeling as a victim of workplace bullying. *Journal of Psychosomatic Research*, 70(1), 37–43. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2010.06.007>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Anales de Psicología*, 33(3), 755–782. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Vukelic, M., Cizmic, S., Petrovic, I., Tenjovic, L., & Giorgi, G. (2015). Psychometric properties of the Serbian version of the negative acts questionnaire - revised. *Psihologija*, 48(1), 19–33. <https://doi.org/10.2298/psi1501019v>
- Whittaker, T. A. (2012). Using the Modification Index and Standardized Expected Parameter Change for Model Modification. *The Journal of Experimental Education*, 80(1), 26–44. <https://doi.org/10.1080/00220973.2010.531299>

- Wieland, A., Durach, C. F., Kembro, J., & Treiblmaier, H. (2017). Statistical and Judgmental Criteria for Scale Purification. *Supply Chain Management: An International Journal*, 22(4), 321–328. <https://doi.org/10.1108/SCM-07-2016-0230>
- Wlosko, M., & Ros, C. (2012). Violencia Laboral en el sector salud: Abordajes conceptuales y resultados de investigación en personal de enfermería en la Argentina. En E. Ansoleaga, O. Artaza, & J. Suárez (Eds.), *Personas que cuidan personas: Dimensión humana y trabajo en salud* (pp. 211–230). OPS/OMS.
- Zapf, D., Escartín, J., Einarsen, S., Hoel, H., & Vartia, M. (2010). Empirical Findings on Prevalence and Risk Groups of Bullying in the Workplace. En S. Einarsen, H. Hoel, D. Zapf, & C. Cooper (Eds.), *Bullying and Harassment in the Workplace* (pp. 75–105). CRC Press. <https://doi.org/10.1201/ebk1439804896-6>

Anexo A

Tabla 6
Ítems de Instrumentos

NAQ-R	CDLS
<p>Durante los últimos 6 meses, puede indicarme ¿con qué frecuencia se ha visto sometido/a a las siguientes conductas negativas en el trabajo?</p> <p>1. Alguien le ha ocultado información que ha afectado a su rendimiento. [1. Someone withholding information which affects your performance]</p> <p>3. Le han ordenado realizar un trabajo que está por debajo de su nivel de competencia o calificación. [3. Being ordered to do work below your level of competence]</p> <p>14. Sus opiniones y puntos de vista han sido ignorados. [14. Having your opinions and views ignored]</p> <p>16. Le han asignado tareas u objetivos inalcanzables. [16. Being given tasks with unreasonable or impossible targets or deadlines]</p> <p>18. Ha sido excesivamente supervisado en su trabajo. [18. Excessive monitoring of your work]</p> <p>19. Ha sido presionado para no reclamar algo a lo que tiene derecho (p. Ej., licencia por enfermedad, vacaciones, viáticos, etc.) [19. Pressure not to claim something which by right you are entitled to]</p> <p>21. Ha sido expuesto a una excesiva carga de trabajo. [21. Being exposed to an unmanageable workload]</p> <p>2. Ha sido humillado o ridiculizado en relación a su trabajo. [2. Being humiliated or ridiculed in connection with your work]</p> <p>4. Le han cambiado de realizar tareas de responsabilidad por otras más triviales o desagradables. [4. Having key areas of responsibility removed or replaced with more trivial or unpleasant tasks]</p> <p>5. Se han extendido rumores sobre usted. [5. Spreading of gossip and rumors about you]</p> <p>6. Ha sido ignorado, excluido o le han dejado de hablar. [6. Being ignored or excluded]</p> <p>7. Le han insultado u ofendido con comentarios sobre usted, sus actitudes o su vida privada. [7. Having insulting or offensive remarks made about your person]</p> <p>10. Ha visto detalles o indirectas de otros que le sugieran abandonar su trabajo. [10. Hints or signals from others that you should quit your job]</p> <p>11. Le han recordado continuamente sus errores y fallos. [11. Repeated reminders of your errors or mistakes]</p>	<p>De acuerdo a la siguiente escala, durante los últimos seis meses ¿su superior inmediato ha actuado de alguna de las siguientes formas?</p> <p>2. ¿Ha incentivado las ideas o propuestas creativas o innovadoras? [2. Encourages innovative thinking?]</p> <p>6. El supervisor/la supervisora ¿reconoce el buen desempeño? [6. Gives recognition for good performance?]</p> <p>11. ¿Busca la manera de desarrollar sus capacidades? [11. Is a driving force for development?]</p> <p>12. ¿Establece objetivos claros e inequívocos? [12. Sets clear and unambiguous objectives?]</p> <p>13. ¿Define y explica claramente las tareas que le asigna a usted y a sus compañeros de trabajo? [13. Defines and clearly explains work assignments to you and your co-workers?]</p> <p>14. ¿Es flexible y está dispuesto/a a pensar de manera innovadora? [14. Is flexible and willing to think innovatively?]</p> <p>3. ¿No ha mostrado preocupación por los resultados? [3. Has steered away from showing concern about results?]</p> <p>5. ¿Ha evitado tomar decisiones? [5. Has avoided making decisions?]</p> <p>7. ¿Ha evitado involucrarse en su trabajo? [7. Has avoided getting involved in your work?]</p> <p>9. ¿Ha estado ausente cuando se le/a necesita? [9. Is likely to be absent when needed?]</p> <p>1. ¿Lo ha humillado a usted o a otros empleados/as, si no alcanzan los estándares esperados? [1. Has humiliated you, or other employees, if you/they fail to live up to his/her standards?]</p> <p>4. ¿Ha hecho gestos (por ejemplo, muecas, miradas, ademanes) a usted o a otros empleados para demostrar que no está satisfecho con su esfuerzo o el de los demás? [4. Has imitated, or made faces (e.g. rolled eyes, stuck out tongue etc.) at you or other employees to show that he/she is not satisfied with your/other's work efforts?]</p> <p>8. ¿Ha difundido información incorrecta sobre usted o sus compañeros/as de trabajo, con el fin de dañar su posición o la de ellos en la empresa? [8. Has spread incorrect information about you or your co-workers, in order to harm your/their position in the firm?]</p> <p>10. ¿Le ha retado por teléfono, le colgó (cortó), o enviado un correo grosero porque pensó que había hecho un mal trabajo? [10. Has given you a dressing down on the phone, hung up on you or sent you a crass email because he/she thought you had done a bad job?]</p>

(continúa)

Tabla 6 (Conclusión)*Ítems de Instrumentos*

NAQ-R	CDLS
12. Ha sido ignorado o ha recibido una reacción hostil cuando se ha acercado a alguien. [12. Being ignored or facing a hostile reaction when you approach]	
13. Ha recibido críticas persistentes sobre su trabajo y esfuerzo [13. Persistent criticism of your work and effort]	
15. Ha recibido bromas pesadas de gente con la que no se lleva bien. [15. Practical jokes carried out by people you do not get on with]	
17. Ha recibido acusaciones (reclamos) en su contra. [17. Having allegations made against you]	
20. Ha sido objeto de numerosas tomaduras de pelo y sarcasmos. [20. Being the subject of excessive teasing and sarcasm]	
8. Le han gritado o ha sido objeto de enfados espontáneos. [8. Being shouted at or being the target of spontaneous anger]	
9. Ha sufrido conductas intimidatorias como ser apuntado con el dedo, la invasión de su espacio personal, empujones, que no le dejen pasar, etc. [9. Intimidating behavior such as finger-pointing, invasion of personal space, shoving, blocking/barring the way]	
22. Ha recibido amenazas de violencia o de abusos físicos. [22. Threats of violence or physical abuse or actual abuse]	

Nota. Los ítems del cuestionario NAQ-R se presentan de manera congruente con la estructura hipotetizada, compuesta por *Acoso Relacionado con el Trabajo* (ítems 1,3,16, 18, 19 y 21), *Acoso Dirigido a la Persona* (ítems 2, 4, 5, 6, 7, 10, 11, 12, 13, 15, 17 y 20) y *Acoso Físico* (ítems 8, 9 y 22); Los ítems del cuestionario CDLS por *Constructivo* (ítems 2, 6, 11, 12, 13 y 14), *Liderazgo Laissez-Faire* (ítems 3, 5, 7 y 9) y *Autoritario* (ítems 1, 4, 8 y 10).

Notas de pie de página

¹ El autor de los instrumentos Negative Acts Questionnaire (NAQ-R) y Destructive Leadership Scale (DLS), Ståle Einarsen, fue contactado y autorizó la adaptación y validación del instrumento al español.

Fecha de recepción: Septiembre 2020

Fecha de aceptación: Julio de 2022