

Liderazgo de Servicio en el Sector Público Chileno: Validación con Perspectiva de Género

Servant Leadership in the Chilean Public Sector: Validation with a Gender Perspective

Liderança de Serviço no Setor Público Chileno: Validação com Perspectiva de Gênero

Recibido: 24/09/2025 - Aceptado: 20/02/2026

Dinka Villarroel-Núñez

Universitat Jaume I

dvillarr@uji.es

[https://orcid.](https://orcid.org/0000-0002-0722-1215)

[org/0000-0002-0722-1215](https://orcid.org/0000-0002-0722-1215)

Hedy Acosta-Antognoni

Universidad de Talca

hacosta@utalca.cl

[https://orcid.](https://orcid.org/0000-0002-8412-4128)

[org/0000-0002-8412-4128](https://orcid.org/0000-0002-8412-4128)

Marisa Salanova

Universitat Jaume I

salanova@uji.es

[https://orcid.](https://orcid.org/0000-0001-7873-7078)

[org/0000-0001-7873-7078](https://orcid.org/0000-0001-7873-7078)

César Villacura-Herrera

Heymans Institute for
Psychological Research
University of Groningen

c.f.villacura.herrera@rug.nl

[https://orcid.](https://orcid.org/0000-0001-6665-3774)

[org/0000-0001-6665-3774](https://orcid.org/0000-0001-6665-3774)

Resumo

Este estudio valida la escala Servant Leadership Survey (SLS) de van Dierendonck y Nuijten (2011) en la administración pública chilena con perspectiva de género. Participaron 1.229 personas de 43 instituciones. El análisis factorial confirmatorio confirmó los ocho factores del modelo, con mejores índices de ajuste y fiabilidad para personas trabajadoras ($\omega = 0,956$) que para personas supervisoras ($\omega = 0,747$). El factor “responsabilizar” presentó cargas factoriales bajas en ambos grupos. Se comprobó la invarianza factorial por género en los niveles configural, métrico y escalar, sin alcanzarse en el nivel residual. Se hallaron diferencias significativas por género entre las personas trabajadoras en los factores “ceder méritos”, “humildad” y “responsabilizar”. La validez concurrente se evidenció con el constructo liderazgo transformacional, y la validez discriminante con el constructo motivación de servicio público. Los hallazgos respaldan la aplicabilidad de la escala SLS en el sector público chileno como modelo relacional y prosocial, aunque advierten la necesidad de ajustes en su uso como herramienta de autoevaluación de las personas supervisoras.

Palabras clave: liderazgo de servicio, sector público, perspectiva de género, validación de escala, Chile.

Abstract

This study validates the Servant Leadership Survey (SLS) by van Dierendonck and Nuijten (2011) in the Chilean public administration with a gender perspective. A total of 1.229 individuals from 43 institutions participated. Confirmatory factor analysis supported the eight-factor model, showing better fit and reliability indices for employees ($\omega = 0,956$) than for supervisors ($\omega = 0,747$). The “accountability” factor presented low factor loadings in both groups. Measurement invariance across gender was confirmed at the configural, metric, and scalar levels, but not at the residual level. Significant gender differences were found among employees in the factors of “standing back,” “humility,” and “accountability.” Concurrent validity was confirmed with the construct of transformational leadership, and discriminant validity with public service motivation. The findings support the applicability of the SLS in the Chilean public sector as a relational and prosocial model, while also highlighting the need for adjustments when used as a self-assessment tool for supervisors.

Keywords: servant leadership, public sector, gender perspective, scale validation, Chile

Resumo

Este estudo valida a Servant Leadership Survey (SLS) de van Dierendonck e Nuijten (2011) na administração pública chilena com perspectiva de gênero. Participaram 1.229 pessoas de 43 instituições. A análise fatorial confirmatória confirmou os oito fatores do modelo, com melhores índices de ajuste e confiabilidade para trabalhadores ($\omega = 0,956$) do que para supervisores ($\omega = 0,747$). O fator responsabilização apresentou cargas baixas em ambos os grupos. A invariância fatorial por gênero foi confirmada nos níveis configural, métrico e escalar, mas não no residual. Diferenças significativas por gênero foram encontradas entre trabalhadores nos fatores “atribuir méritos”, “humildade” e “responsabilização”. A validade concorrente foi evidenciada por correlações significativas com a liderança transformacional, e a validade discriminante por correlações baixas com a motivação para o serviço público. Os achados apoiam a aplicabilidade da SLS no setor público chileno como modelo relacional e pró-social, embora indiquem a necessidade de ajustes em seu uso como ferramenta de autoavaliação em supervisores.

Palavras-chave: liderança de servidores, setor público, perspectiva de gênero, validação de escala, Chile.

Introducción

Chile enfrenta desafíos para garantizar un desarrollo humano sostenible, entre los que se destacan la crisis de confianza en los liderazgos, las persistentes desigualdades en su población y una deuda en igualdad de género, pese a algunos avances (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD], 2024). El Informe sobre Desarrollo Humano en Chile (2024) señala que la ciudadanía ve al Estado, como principal responsable de conducir cambios sociales necesarios, aunque desconfía de sus instituciones y percibe que la obstrucción política limita su eficacia (PNUD, 2024).

Las expectativas ciudadanas hacia el Estado se convierten en exigencias directas para quienes ejercen el liderazgo en el sector público. En este sentido, Getha-Taylor et al. (2011) plantean que liderar en el sector público implica equilibrar las tensiones entre la burocracia y la democracia, gestionar recursos limitados, responder a diversas partes interesadas y colaborar a través de fronteras organizacionales.

Para comprender el estado actual del liderazgo en el sector público, resulta fundamental revisar las tendencias en este campo de investigación. Johns (2024) observa una falta de atención al contexto en el que se ejerce el liderazgo. Señala, además, que las teorías dominantes se centran en las personas, lo que ha propiciado un enfoque en los rasgos y disposiciones de quienes ejercen el liderazgo, en lugar de considerar cómo el contexto modera o influye en sus resultados. En consecuencia, esta investigación revisa las principales teorías de liderazgo desarrolladas en las últimas décadas, sin considerar explícitamente el contexto público.

La revisión de Zhu et al. (2019), que analizó 200 investigaciones entre 1990 y 2017, evidencia la relevancia del liderazgo transformacional (Bass y Riggio, 2006) y carismático (Conger y Kanungo, 1998), en los últimos treinta años. Centrándose en su capacidad para inspirar, motivar y generar una visión compartida entre su personal. En los 90 se desarrolló la teoría del intercambio líder-miembro (LMX; Graen y Uhl-Bien, 1995), que exploraba las relaciones entre líderes y miembros de la organización, resaltando la importancia de la confianza y el apoyo en el desempeño laboral. Desde 1990 las teorías de liderazgo basadas en valores han cobrado fuerza (Zhu et al., 2019), destacando el liderazgo ético (Brown y Treviño, 2006), el liderazgo auténtico (Gardner et al., 2011) y el liderazgo de servicio (van Dierendonck y Nuijten, 2011), en respuesta a una demanda de integridad y responsabilidad social. Estos estilos de liderazgo se agrupan en lo que se conoce como liderazgo positivo, caracterizado por una

preocupación por la ética y el comportamiento altruista (Dinh et al., 2014).

Entre estos estilos, el liderazgo de servicio ha ganado relevancia al centrarse en apoyar a las personas trabajadoras para alcanzar su potencial, empoderarse en la gestión de tareas y en la toma de decisiones, y fomentar una cultura de servicio a los/as demás (Eva et al., 2019). Quienes lo ejercen no solo priorizan las necesidades de las personas trabajadoras, sino que también atienden a múltiples partes interesadas, como clientes, comunidades y la sociedad en general (Liden et al., 2008).

Este estilo resulta particularmente pertinente para la administración pública chilena, debido a que “al centrarse en el desarrollo y crecimiento de las personas trabajadoras en un marco de preocupación moral y social” (Rodríguez-Carvajal et al., 2014, p. 1), puede contribuir a reconectar a quienes trabajan en el Estado con su vocación de servicio, fortaleciendo la confianza y la legitimidad institucional.

El objetivo de este estudio es validar la escala *Servant Leadership Survey* de van Dierendonck y Nuijten (2011) para la administración pública chilena, integrando la perspectiva de género, con el fin de aportar evidencia empírica sobre la pertinencia de este estilo de liderazgo y abordar una brecha en la investigación, ya que no existe una escala de liderazgo de servicio ni investigaciones previas en dicho contexto.

Marco teórico

Liderazgo de Servicio

Eva et al. (2019) señalan que ha habido falta de coherencia y claridad en la conceptualización del liderazgo de servicio, lo que ha dificultado su desarrollo teórico. Para lo que proponen una nueva definición:

El liderazgo de servicio es un estilo de liderazgo (1) orientado hacia los/as demás, (2) que se manifiesta a través de la priorización personalizada de las necesidades e intereses individuales de los/as seguidores/as, ante las propias y (3) que implica una reorientación de la preocupación por uno/a mismo/a hacia una preocupación por los/as demás dentro de la organización y en la comunidad en general (Eva et al., 2019, p. 114).

No solo han existido distintas conceptualizaciones del liderazgo de servicio, sino también diversas escalas. Entre ellas, la *Servant Leadership Survey* (SLS) de van Dierendonck y Nuij-

ten (2011), es una de las más reconocidas, pues capta la complejidad del constructo y ofrece un marco fiable útil para investigaciones en distintos contextos culturales y organizacionales (Eva et al., 2019). Los propios autores señalan que el liderazgo de servicio constituye un constructo complejo y que, como ocurre con otros estilos de liderazgo, ninguna medida puede capturar de forma exhaustiva todas sus facetas, por lo que resulta razonable la coexistencia de diferentes instrumentos y procesos de refinamiento psicométrico en función del contexto de aplicación (van Dierendonck y Nuijten, 2011).

La escala SLS consta de ocho factores (van Dierendonck y Nuijten, 2011):

1. Empoderamiento (*empowerment*), que promueve la autonomía y el desarrollo de las personas seguidoras, partiendo de la creencia en el valor intrínseco de cada individuo.
2. Responsabilizar (*accountability*), que fomenta asumir la responsabilidad por el rendimiento que pueden controlar.
3. Ceder méritos (*standing back*), cuando la persona que ejerce el liderazgo respalda y otorga los créditos a quienes corresponden, retirándose a un segundo plano tras los logros alcanzados para que los/as seguidores reciban el reconocimiento por sus logros.
4. Humildad (*humility*), que implica reconocer errores y sus limitaciones y buscan retroalimentación para superarlas.
5. La autenticidad (*authenticity*) consiste en ser fiel a quien uno/a es, representando en privado y en público los estados, intenciones y compromisos internos.
6. Coraje (*courage*), asociado a asumir riesgos y probar soluciones innovadoras. Se relaciona con el comportamiento proactivo e implica abrir nuevos caminos.
7. Aceptación interpersonal (*interpersonal acceptance*), que crea una atmósfera de confianza en la que las personas se sienten aceptadas y libres para cometer errores sin ser rechazadas, lo que facilita relaciones de calidad.
8. Responsabilidad social (*stewardship*), que es la voluntad de asumir la responsabilidad de la institución, optar por el servicio en lugar del control y el interés propio.

La versión en español del SLS mostró propiedades psicométricas adecuadas en España, México y Argentina (Rodríguez-Carvajal et al., 2014). Un análisis factorial confirmatorio validó

la estructura de ocho factores de segundo orden que representan el liderazgo de servicio, alcanzando índices de ajuste satisfactorios (España: CFI = 0,929, TLI = 0,919, RMSEA = 0,060; México: CFI = 0,922, TLI = 0,911, RMSEA = 0,065; Argentina: CFI = 0,929, TLI = 0,921, RMSEA = 0,057). La consistencia interna total fue alta ($\alpha = 0,93\text{--}0,94$), aunque los factores “aceptación interpersonal” (España: $\alpha = 0,61$; México: $\alpha = 0,69$) y “coraje” (Argentina: $\alpha = 0,64$) presentaron valores menores. La validez convergente fue adecuada, con correlaciones positivas con la identificación organizacional (España: $r = 0,42$; México: $r = 0,24$) y negativas con el estrés de rol (España: $r = -0,51$; México: $r = -0,57$). Asimismo, los análisis de invariancia de medida confirmaron la equivalencia estructural del instrumento en los tres países, incluidos países latinoamericanos, lo que respalda su uso para la comparación intercultural y su aplicación en contextos organizacionales de habla hispana (Rodríguez-Carvajal et al., 2014).

Comparación con otros estilos de liderazgo positivos

El liderazgo de servicio se incluye entre los estilos centrados en valores o positivos por su énfasis en factores normativos y relacionales (Eva et al., 2019) y ha sido comparado con otros estilos de liderazgo, como el transformacional. Aunque comparten ciertas coincidencias conceptuales, las investigaciones señalan que presentan niveles variables de solapamientos y de diferenciación, tanto en su formulación teórica como en sus efectos empíricos (Hoch et al., 2018; Lee et al., 2019). El liderazgo transformacional se centra en inspirar a los/as seguidores/as mediante una visión compartida, una motivación inspiradora y la consideración individualizada, aunque su orientación al logro organizacional puede desdibujar el foco en el desarrollo del/la seguidor/a (Bass y Riggio, 200; Hoch et al., 2018). Mientras que los/as líderes de servicio priorizan a sus seguidores/as, los transformacionales se centran en los objetivos organizacionales y en comprometer a los/as seguidores/as con dichos objetivos (Hoch et al., 2018). Desde una perspectiva empírica, el liderazgo transformacional presenta una alta correlación con el liderazgo ético ($\rho = 0,70$) y auténtico ($\rho = 0,75$), pero la correlación con el de servicio es comparativamente menor ($\rho = 0,52$), lo que sugiere menor redundancia entre ambos estilos; además, añadió más varianza incremental que las otras dos formas de liderazgo (Hoch et al., 2018). En un metaanálisis de 130 estudios independientes, Lee et al. (2019) aportaron evidencia sobre la validez predictiva del liderazgo de servicio. Por ejemplo, en los análisis de peso relativo, el liderazgo de servicio representó el 39 % del total de la varianza explicada en los comportamientos de ciudadanía organizacional (CCO), el 41,7 % en el rendimiento de tareas y el 37,6 % en la creatividad individual, superando a los estilos transformacional, ético y auténtico en cada uno de estos resultados. Además, sus efectos se

explican por factores como la confianza en el/la líder, la justicia procedimental y la relación entre líder y miembro. Estos mecanismos explican cómo el liderazgo de servicio promueve contextos de justicia y empoderamiento, lo que facilita comportamientos prosociales y creativos (Lee et al., 2019).

Liderazgo de servicio en el sector público

Con respecto al impacto del liderazgo de servicio en el ámbito público, diversos estudios muestran resultados positivos en distintos contextos culturales. Un estudio realizado en el Departamento de Policía de Turquía muestra que incrementa el *engagement*, mediado por el uso de un lenguaje motivacional y el apoyo organizacional percibido (Uluturk, 2023). En los gobiernos locales de Corea del Sur, el liderazgo de servicio fortalece la confianza de las personas trabajadoras en quienes las supervisan, mejora la percepción de justicia en los procedimientos y fomenta comportamientos de ciudadanía organizacional, lo que crea un ambiente laboral más positivo y con mayores oportunidades de *engagement* para las personas trabajadoras (Shim et al., 2016). El sector público de Vietnam promueve el comportamiento innovador mediante la motivación de servicio público y la orientación al aprendizaje (Nguyen et al., 2022).

Estos hallazgos coinciden con la evidencia meta analítica que confirma la efectividad del liderazgo de servicio en una variedad de culturas y sectores organizacionales. Lee et al. (2019) encontraron que los efectos del liderazgo de servicio se mantienen estables en distintos niveles de análisis (individual y de equipo) y que su efectividad se observa en contextos asiáticos y occidentales, en sectores públicos, manufactureros y de servicios, lo que refuerza su aplicabilidad transversal. En organizaciones burocráticas, se ha descrito como un motor de cambio institucional al modificar el enfoque de obediencia hacia los/as superiores y redirigirlo hacia el desarrollo de las personas trabajadoras y el servicio a la comunidad, fomentando la motivación por el servicio público, lo que fortalece la legitimidad de la institución y promueve una cultura de cooperación y servicio (Schwarz et al., 2016).

En el ámbito de la salud, una revisión sistemática sintetizó la evidencia empírica sobre el liderazgo de servicio a partir de 55 estudios realizados en contextos sanitarios de 16 países. Este mostró que este estilo de liderazgo se asocia de manera consistente con resultados relevantes a nivel individual y organizacional, tales como *work engagement*, desempeño laboral, bienestar psicológico, confianza en el liderazgo, justicia organizacional e innovación (Demeke et al., 2024).

Ahora bien, el liderazgo de servicio es valorado en múltiples culturas, pero su interpretación y eficacia dependen de normas culturales específicas (Neubert et al., 2022). En su estudio, identificaron que las culturas con una alta orientación humanitaria, mayor colectivismo institucional, baja asertividad y menor distancia al poder tienden a mostrar una mayor congruencia con los principios del liderazgo de servicio (Neubert et al., 2022).

Debates de Género en torno al Liderazgo de Servicio

El liderazgo de servicio y el género también han sido objeto de interés. Tradicionalmente, el liderazgo ha sido conceptualizado desde un enfoque de agencia, es decir, se lo ha caracterizado por autonomía, asertividad, toma de decisiones y orientación al logro, lo que ha asociado los roles de liderazgo con estereotipos masculinos (Eagly y Karau, 2002). Sin embargo, en las últimas décadas, el liderazgo ha evolucionado hacia un enfoque más centrado en el/la seguidor/a, en el que la relación se basa en el cuidado y el respeto (Dambe y Moorad, 2008). Barbuto y Gifford (2010) encontraron que hombres y mujeres pueden ejercer el liderazgo de servicio de manera efectiva, sin diferencias significativas, lo que sugiere que este estilo trasciende los estereotipos de género. Además, diversas autoras lo promueven como paradigma de liderazgo con rasgos de género neutros o incluso comunitarios, más próximo a los estereotipos femeninos (Barbuto y Gifford, 2010; Hogue, 2016; Reynolds, 2014). Algunos estudios señalan que podría facilitar la inclusión de las mujeres en roles de liderazgo, ya que algunas de sus características coinciden con estereotipos de género femeninos (Scicluna Lehrke y Sowden, 2017).

Desde una perspectiva feminista, Reynolds (2014) subraya que el liderazgo de servicio cuestiona el modelo jerárquico tradicional y fomenta un liderazgo más inclusivo. Según la autora, al integrar rasgos tradicionalmente masculinos con rasgos comunales asociados a lo femenino, puede entenderse como un enfoque gender-integrative (integrador de género; Reynolds, 2014). No obstante, advierte que, si “servir” se asocia con lo femenino y “liderar” con lo masculino, el estilo podría reforzar la segregación de roles en lugar de subvertirla.

Desde una perspectiva teórica, se plantea una cuestión que discute la imagen prevaleciente y estructurada de los líderes que dominan y son servidos por sus seguidores y seguidoras (Reynolds, 2014), lo que constituye una alternativa a los modelos de autoridad convencionales. En esta línea, y en concordancia con van Dierendonck y Nuijten (2011), se expone que dicho estilo promueve formas de liderazgo basadas en la equidad, los valores éticos y el desarrollo comunitario, en sintonía con principios feministas que cuestionan las dinámicas de

poder dominantes (Reynolds, 2014).

En conjunto, estas investigaciones muestran la compleja intersección entre género y liderazgo de servicio y resaltan la necesidad de continuar investigando cómo integrarlo en las organizaciones para promover la equidad de género sin reforzar estructuras de subordinación femenina y abrir espacio a una forma de ejercer el poder centrada en el bienestar y la responsabilidad social.

Importancia de una Escala Validada de Liderazgo de Servicio en el Sector Público Chileno

Contar con una escala de liderazgo de servicio validada en el sector público chileno permitiría evaluar con fiabilidad un estilo de liderazgo que prioriza las preocupaciones comunitarias y promueve el desarrollo y el bienestar de las personas trabajadoras. Al centrarse en múltiples partes interesadas, este estilo amplía la preocupación del/la líder más allá de las personas trabajadoras y de la organización, incorporando también el bienestar de los clientes y de las comunidades (Eva et al., 2019). Estas características lo hacen especialmente pertinente para la administración pública chilena, pues favorece la relación entre niveles jerárquicos, fortalece la legitimidad institucional y genera un impacto positivo tanto en la organización como en su entorno social.

Método

Diseño del Estudio

La investigación tuvo un enfoque cuantitativo, con diseño no experimental y alcance descriptivo-correlacional, al describir variables mediante una medición transversal para establecer relaciones entre ellas (Hernández Sampieri et al., 2014). La muestra fue no probabilística por conveniencia, dado que los y las participantes cumplían con características relevantes para los objetivos del estudio (Otzen y Manterola, 2017).

Participantes

La muestra incluyó 1.229 personas del sector público chileno, pertenecientes a 43 instituciones, todas con contrato formal. Se conformaron dos grupos: personas trabajadoras (1079) y personas supervisoras (150).

Entre las personas trabajadoras, el 39,7 % eran mujeres; el 30 % tenían menos de 40 años, el 36,1 % entre 40 y 49 años, el 23,8 % entre 50 y 59 años, y el 10,1 % 60 años o más. Respecto a la antigüedad en el cargo, el 54,7 % tenía más de 5 años, el 41,7 % entre 6 meses y 5 años, y el 3,6 % menos de 6 meses. En relación con el tipo de contrato, el 73,6 % estaban a contrata, el 23,1 % eran de planta, el 2,6 % a honorarios y el 0,7 % bajo el Código del Trabajo. En cuanto al nivel educativo, el 59,7 % tenía título universitario, el 13,5 % título técnico o superior, el 22,2 % máster o doctorado, y el 4,5 % educación básica o media. Además, el 10,6 % declaró pertenecer a pueblos originarios.

En la muestra de personas supervisoras, el 56 % eran mujeres; el 18,6 % tenía menos de 40 años, el 46 % entre 40 y 49 años, el 26,7 % entre 50 y 59 años y el 8,7 % tenía 60 o más años. Respecto a la antigüedad en el cargo, el 62 % llevaba más de 5 años; el 38 %, entre 6 meses y 5 años. Con relación al contrato, el 40,7 % estaba a contrata, el 55,3 % era de planta, y el 4 % ocupaba cargo de Alto Directivo Público. En cuanto al nivel educativo, el 53,3 % tenía título universitario, el 44 % máster o doctorado, y el 2,7 % título técnico o superior. Un 6 % reportó pertenencia a pueblos originarios.

Procedimiento

El estudio se desarrolló en colaboración con la Dirección Nacional del Servicio Civil. Se invitó a 183 instituciones del Sistema de Alta Dirección Pública, en las que los/as directivos/as son seleccionados mediante concursos transparentes; 43 aceptaron participar.

La recopilación de datos se efectuó entre febrero y marzo de 2021 mediante Qualtrics, coordinada por los responsables de las áreas de gestión y desarrollo de personas de cada institución, y supervisada por el/la investigador/a principal. Se aplicaron tres cuestionarios adaptados a personas trabajadoras, jefaturas y directivos/as de primer nivel, con contenidos similares ajustados a sus responsabilidades. Para el análisis, las respuestas de jefaturas y directivos se agruparon en “personas supervisoras”.

En términos éticos, se firmó un acuerdo entre la Universidad Jaume I y la Dirección Nacional del Servicio Civil que garantizó la confidencialidad y el uso exclusivo de los datos con fines investigativos. El estudio contó con la aprobación de la comisión ética de la universidad y cumplió con el Reglamento General de Protección de Datos de la Unión Europea (2016/679). Cada participante firmó un consentimiento informado que detallaba los objetivos de la investigación y las garantías de confidencialidad.

Instrumentos

El instrumento utilizado corresponde a la versión en español del *Servant Leadership Survey* (SLS; Rodríguez-Carvajal et al., 2014) de la escala desarrollada por van Dierendonck y Nuijten (2011), que evalúa ocho factores: (1) “empoderamiento”, con siete ítems; (2) “responsabilizar”, con tres ítems; (3) “ceder méritos”, con tres ítems; (4) “humildad”, con cinco ítems; (5) “autenticidad”, con tres ítems; (6) “coraje”, con dos ítems (7) “aceptación interpersonal”, con tres ítems y (8) “responsabilidad social” con tres ítems (Apéndice 1). En total, son treinta ítems, formulados de manera positiva, excepto el factor de aceptación personal. Las personas trabajadoras respondieron pensando en su supervisor/a inmediato/a, y las personas supervisoras, en sí mismas.

Para evaluar la validez externa se incluyeron dos constructos: liderazgo transformacional y motivación de servicio público. El liderazgo transformacional se midió mediante el cuestionario de Rafferty y Griffin (2004), adaptado al castellano por Salanova et al. (2012). Está compuesto por cinco factores, cada uno integrado por tres ítems. Algunos ejemplos de ítems: (1) visión (“comprende perfectamente cuáles son los objetivos del grupo”); (2) comunicación inspiracional (“dice cosas positivas acerca del departamento/área”); (3) estimulación intelectual (“nos incita a pensar en viejos problemas de nuevas maneras”); (4) apoyo (“piensa en nuestras necesidades personales”), y (5) reconocimiento (“nos felicita personalmente cuando realizamos un trabajo excelente”). Para responder, las personas trabajadoras debían pensar en su supervisor/a inmediato/a y las personas supervisoras en sí mismas. La motivación de servicio público se evaluó con la versión validada en Chile (Meyer-Sahling et al., 2019) de la escala de Kim et al. (2013), compuesta por cuatro factores, cada uno con cuatro ítems. Algunos ejemplos de ítems: (1) atracción por el servicio público (“es importante para mí contribuir al bien público”); (2) compromiso con los valores públicos (“pienso que la igualdad de oportunidades para ciudadanos es muy importante”); (3) compasión (“siento compasión por las dificultades de los desfavorecidos”), y (4) autosacrificio (“estoy preparado para hacer sacrificios por el bien de la sociedad”). Los dieciséis ítems se respondieron en primera persona.

Análisis de datos

Para evaluar la consistencia interna, se utilizaron los índices alfa de Cronbach (α), omega de McDonald (ω), la confiabilidad compuesta (RC) y la varianza promedio extraída (AVE). La validez estructural de la escala se examinó mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) en la muestra de personas trabajadoras y supervisoras, evaluando dos estructuras factoriales:

un modelo unifactorial para verificar la simplicidad del ajuste y el modelo original de ocho factores de van Dierendonck y Nuijten (2011).

Los dos modelos se evaluaron con índices de ajuste tanto para las personas trabajadoras como para los supervisores. Se evaluaron dos índices de ajuste absoluto: el estadístico χ^2 y la relación $\chi^2/\text{grados de libertad (gl)}$. Dado que χ^2 es sensible al tamaño de la muestra, se recomienda utilizar índices de bondad de ajuste e índices de comparación relativa para evaluar el ajuste del modelo. El error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) se evaluó como indicador de bondad de ajuste, y se utilizaron tres indicadores de comparación relativa: 1) el índice de ajuste comparativo (CFI); 2) el índice de Tucker-Lewis (TLI), también llamado índice de ajuste no normalizado; y 3) el índice de ajuste normalizado (NFI). Además, se evaluó el índice de ajuste incremental (IFI) como un índice relativo de parsimonia. Para la relación χ^2/gl , un valor menor que 5 se considera un indicador de un ajuste adecuado (Ruiz et al., 2010). Para RMSEA, se consideran valores inferiores a 0,05 como un ajuste excelente, 0,08 como aceptable, y valores por encima de 0,1 indican que el modelo debe ser rechazado (Browne y Cudeck, 1993). Para los índices de ajuste relativo comparativos y de parsimonia, los valores de 0,90 se consideran indicadores de un buen ajuste. Por último, se examinaron la invarianza configural y la invarianza métrica por género en ambas muestras utilizando los mismos índices de ajuste. El análisis de los datos se realizó utilizando JASP v 0.17.1 (Love et al., 2019) e IBM AMOS (versión 24.0).

Para evaluar la validez externa, se seleccionaron dos constructos: el liderazgo transformacional y la motivación de servicio público. El primero fue seleccionado como variable de validez concurrente debido a su proximidad conceptual con el liderazgo de servicio. Ambos son prosociales y orientados al desarrollo de los/as seguidores/as, pero difieren en su enfoque: el liderazgo transformacional busca motivar a cumplir metas organizacionales mediante una visión compartida y la estimulación intelectual (Bass y Riggio, 2006), mientras que el liderazgo de servicio prioriza el bienestar y el desarrollo de los/as seguidores/as, incluso por encima de los objetivos institucionales (Liden et al., 2008; van Dierendonck y Nuijten, 2011).

La motivación de servicio público se seleccionó como variable discriminante por ser un constructo adyacente con orientación prosocial, aunque de distinto nivel de análisis: mientras uno se refiere al estilo de influencia y de actuar de quien ejerce el rol de líder, el liderazgo de servicio se centra en las necesidades de los demás, adoptando el líder un rol facilitador y promotor del desarrollo de su equipo (Greenleaf, 1970; van Dierendonck y Nuijten, 2011). La motivación de servicio público es la disposición a trabajar en el sector público o en causas de

interés colectivo (Perry y Wise, 1990). Estudios previos muestran que el liderazgo de servicio puede mediar en la relación con el desempeño laboral (Schwarz et al., 2016).

Con base en estas distinciones, se calcularon correlaciones de Pearson para evaluar la validez externa. Se esperaba una convergencia parcial con el liderazgo transformacional (correlaciones positivas, pero no solapadas) y una baja asociación con la motivación de servicio público, lo que confirma la diferenciación conceptual. En ambos casos, se utilizó un nivel de significación de $p < 0,05$ y se interpretaron los coeficientes según los criterios establecidos por Cohen (1988).

Resultados

Validación Estructural y Ajuste del Modelo (CFA)

Tabla 1

Resultados índices de ajuste para personas trabajadoras ($n = 1.079$) y personas supervisoras ($n = 150$)

		Ajuste absoluto					Ajuste relativo					Parsimonia	
Rol	Modelo	X ²	gl	X ² /gl	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	NFI	IFI	GFI	AIC	BIC
Personas trabajadoras	8 factores	1841,2	377	4,884	0,06	0,047	0,94	0,93	0,93	0,94	0,97	101.691.430	102.279.517
	1 factor	6742,9	405	16,65	0,12	0,07	0,75	0,73	0,74	0,75	0,85	106.541.689	106.990.230
Personas supervisoras	8 factores	548,49	377	1,455	0,055	0,08	0,86	0,84	0,68	0,87	0,81	724.488	989.424
	1 factor	963,12	405	2,378	0,096	0,093	0,56	0,52	0,43	0,57	0,98	12.343.391	12.614.348

Nota. RMSEA = raíz del error cuadrático medio de aproximación; SRMR = raíz cuadrada del residuo de medias cuadradas estandarizadas; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker-Lewis; NFI = índice de ajuste normado; IFI = índice de ajuste incremental; GFI = índice de bondad de ajuste; AIC = criterio de información de Akaike; BIC = criterio de información bayesiano. $p < 0,001$.

Los índices de ajuste del modelo de ocho factores muestran un buen ajuste general ($\chi^2 = 1841,15$, $gl = 377$, $\chi^2/gl = 4,88$, RMSEA = 0,06, SRMR = 0,047, AIC = 101.691,43, BIC = 102.279,52). Estos valores indican que el modelo propuesto es razonablemente parsimonioso y consistente con los datos.

En contraste, el modelo unifactorial presentó un ajuste significativamente peor ($\chi^2 = 6742,86$, $gl = 405$, $\chi^2/gl = 16,65$, $RMSEA = 0,12$, $SRMR = 0,07$, $AIC = 106.541,69$, $BIC = 106.990,23$). Los índices $RMSEA$ y $SRMR$ exceden los umbrales recomendados de 0,08 y 0,06, respectivamente, lo que sugiere que la estructura unifactorial no describe adecuadamente los datos.

Dentro del modelo de ocho factores, el factor “responsabilizar” presentó problemas específicos con cargas factoriales subóptimas ($< 0,40$) en los ítems 7 y 12. Esto podría deberse a una redacción poco clara de los ítems o a un bajo poder discriminativo de las preguntas.

Tabla 2

Fiabilidad de los factores de liderazgo de servicio

Rol organizacional	Factores	ω	α
Personas trabajadoras	Empoderamiento	0,953	0,951
	Aceptación interpersonal	0,858	0,855
	Autenticidad	0,731	0,714
	Ceder méritos	0,769	0,764
	Coraje	0,806	0,806
	Humildad	0,953	0,952
	Responsabilidad social	0,876	0,875
	Responsabilizar	0,498	0,460
	Total	0,956	0,953
Personas supervisoras	Empoderamiento	0,820	0,816
	Aceptación interpersonal	0,715	0,694
	Autenticidad	0,621	0,599
	Ceder méritos	0,666	0,633
	Coraje	0,532	0,532
	Humildad	0,840	0,837
	Responsabilidad social	0,558	0,546
	Responsabilizar	0,523	0,423
	Total	0,747	0,774

Nota. ω = omega de McDonald; α = alfa de Cronbach. Puntos de corte 0,7. Fuente: Nunnally y Berstein (1995).

En relación con la fiabilidad de las escalas empleadas, se calcularon los coeficientes omegas de McDonald (ω) y alfa de Cronbach (α) para cada factor y para cada grupo de participantes (personas trabajadoras y personas con roles de supervisión). Los valores de consistencia interna fueron interpretados según los criterios propuestos por George y Mallery (2010) para el coeficiente α y adaptados para el coeficiente ω según las recomendaciones de McDonald

(1999) y Revelle y Zinbarg (2009), quienes sugieren umbrales similares al α , dada la robustez del ω frente a cargas factoriales heterogéneas

Los resultados de los análisis de consistencia interna muestran valores satisfactorios en general, tanto para personas trabajadoras como para personas supervisoras ($\omega = 0,747$, $\alpha = 0,747$). Dichos valores respaldan la alta fiabilidad interna de la escala global. En el grupo de personas trabajadoras, los resultados evidencian una alta fiabilidad en todos los factores, a excepción del factor “responsabilizar”. En cuanto al grupo de personas supervisoras, en varios factores no se cumplieron los puntos de corte, por lo que presentan bajos niveles de fiabilidad. Esto hace necesario realizar una revisión adicional.

En conjunto, los resultados muestran una mayor robustez psicométrica en el grupo de personas trabajadoras que en el de personas supervisoras.

Invarianza Factorial

Tabla 3

Invarianza factorial por género

Rol	n	Modelo	Índice de Ajuste								Prueba de Invarianza de Medición							
			χ^2	gl	χ^2/gl	RMSEA	CFI	TLI	NFI	IFI	$\Delta\chi^2$	Δgl	p	$\Delta RMSEA$	ΔCFI	ΔTLI	ΔNFI	ΔIFI
Personas trabajadoras	1079	Configural	2315369	754	3071	0,062	0,939	0,929	0,912	0,939	—	—	—	—	—	—	—	—
		Métrica	2344115	776	3021	0,061	0,938	0,931	0,911	0,939	28746	22	0,152	0,001	0,001	0,002	0,001	0,000
		Escalar	2391751	798	2997	0,061	0,937	0,932	0,909	0,938	47636	22	0,001	0,000	0,001	0,001	0,002	0,001
Personas supervisoras	150	Configural	1041388	754	1381	0,051	0,804	0,774	0,555	0,819	—	—	—	—	—	—	—	—
		Métrica	1068431	777	1375	0,050	0,802	0,778	0,543	0,813	27043	23	0,254	0,001	0,002	0,004	0,012	0,006
		Escalar	1119.39	807	1387	0,051	0,787	0,771	0,522	0,796	50959	30	0,010	0,001	0,015	0,007	0,021	0,017

Nota. χ^2 = chi cuadrado; gl = grados de libertad; RMSEA = raíz del error cuadrático medio de aproximación; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker-Lewis; NFI = índice de ajuste normado; IFI = índice de ajuste incremental; Δ = cambio respecto al modelo anterior.

Siguiendo las recomendaciones de Putnick y Bornstein (2016), se evaluó la invarianza factorial entre los grupos de género (hombres y mujeres) en cuatro niveles: configural, métrico, escalar y residual. Los resultados indican que el modelo de ocho factores cumple con los criterios de invarianza configural, métrica y escalar ($CFI = 0,946$, $RMSEA = 0,042$, $\Delta CFI < 0,01$, $\Delta RMSEA < 0,015$), lo que sugiere que la estructura factorial es comparable entre los grupos. Sin embargo, no se logró una invarianza residual completa, lo que indica diferencias en las varianzas residuales de algunos ítems entre grupos. Este hallazgo permite realizar comparaciones significativas de medias latentes, pero limita el análisis detallado de las relaciones específicas entre ítems y factores.

Validez Congruente

Tabla 4

Correlaciones entre los factores del liderazgo de servicio y liderazgo transformacional

Factores liderazgo de servicio	Factores liderazgo transformacional					
	Visión	Comunica	Estimula	Apoya	Reconoce	LT Total
Empoderamiento	0,695***	0,735***	0,694***	0,721***	0,77***	—
Aceptación interpersonal	0,381***	0,423***	0,389***	0,463***	0,444***	—
Autenticidad	0,432***	0,488***	0,469***	0,559***	0,562***	—
Ceder méritos	0,464***	0,508***	0,505***	0,509***	0,495***	—
Coraje	0,446***	0,486***	0,5***	0,487***	0,505***	—
Humildad	0,622***	0,667***	0,628***	0,642***	0,646***	—
Responsabilidad social	0,708***	0,717***	0,682***	0,668***	0,683***	—
Responsabilizar	0,063*	0,041	0,021	0,028	0,036	—
LS Total	—	—	—	—	—	0,134**

Nota. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$. Sin asterisco: no significativo. LS Total = liderazgo de servicio total, LT Total: liderazgo transformacional total.

Para examinar la validez concurrente de la escala, se correlacionaron los factores de liderazgo de servicio con los de la escala del liderazgo transformacional. Las correlaciones entre los factores del liderazgo de servicio y del liderazgo transformacional fueron en su mayoría significativas y de moderadas a altas magnitudes, lo que respalda la validez concurrente de la escala. “Empoderamiento”, “responsabilidad social” y “humildad” mostraron las asociaciones más fuertes con los factores del liderazgo transformacional, mientras que “autenticidad”, “ceder méritos” y “coraje” fueron moderadas. “Aceptación interpersonal” fue más baja y “res-

ponsabilizar” fue la más débil. En conjunto, la correlación total entre ambas escalas fue baja ($r = 0,134$, $p < 0,01$), lo que indica que, aunque comparten una base prosocial, se mantienen como constructos diferenciables.

Validez Discriminante

Tabla 5

Correlaciones entre factores de liderazgo de servicio y motivación de servicio público

Factores liderazgo de servicio	Factores motivación de servicio público				
	Atracción por el servicio público	Compromiso con el interés público	Compasión	Autosacrificio	Motivación de servicio público Total
Empoderamiento	0,044	0,162**	0,128**	0,075*	—
Aceptación interpersonal	-0,020	0,049	0,052	0,014	—
Autenticidad	0,007	0,080**	0,085**	0,074*	—
Ceder méritos	-0,024	0,049	0,083**	0,085**	—
Coraje	-0,004	0,052	0,069*	0,070*	—
Humildad	0,010	0,138**	0,133**	0,044	—
Responsabilidad social	0,053	0,149**	0,154**	0,058	—
Responsabilizar	0,263**	0,100**	0,056	0,093**	—
Liderazgo de Servicio Total	—	—	—	—	0,134**

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

Las correlaciones entre los factores del liderazgo de servicio y la motivación de servicio público fueron bajas pero significativas, lo que evidencia validez discriminante. En particular, “empoderar” correlacionó débilmente con “compromiso con el interés público” ($r = 0,162$, $p < 0,01$) y “compasión” ($r = 0,128$, $p < 0,01$), mientras que “responsabilidad social” mostró correlaciones significativas con “compromiso con el interés público” ($r = 0,1409$, $p < 0,01$) y “compasión” ($r = 0,154$, $p < 0,01$). El factor “responsabilizar” presentó la correlación más alta con “atracción por el servicio público” ($r = 0,263$, $p < 0,01$), aunque no alcanzó niveles moderados. En conjunto, la correlación total entre ambas escalas fue baja ($r = 0,134$, $p < 0,000$), lo que indica que, aunque comparten una base

valorativa prosocial, los constructos son diferenciables. Estos resultados respaldan la escala de liderazgo de servicio como una medida conceptualmente cercana pero estadísticamente independiente de la motivación de servicio público, lo que permite evitar redundancias al integrarla en modelos organizacionales

Diferencias de Género en los Factores de la Escala

La tabla a continuación presenta los resultados de la prueba U de Mann-Whitney para los factores del liderazgo de servicio, comparando las evaluaciones realizadas por hombres y mujeres en dos grupos: personas trabajadoras que evalúan a quienes los supervisan y personas supervisoras que se autoevalúan. Se utilizó esta prueba no paramétrica debido a la naturaleza de los datos y a la comparación de dos grupos (evaluaciones realizadas por hombres y por mujeres), sin asumir normalidad de la distribución. Los valores de $p < 0,05$, indicativos de diferencias significativas entre grupos, se destacan en negrita.

Tabla 6

Comparación por género en factores de liderazgo de servicio

Rol		Estadísticos descriptivos				U de Mann-Whitney	
		Hombres		Mujer		U	p
		M	DE	M	DE		
Personas trabajadoras	Empoderamiento	4,300	1,400	4,200	1,500	141474,000	0,666
	Aceptación interpersonal	3,400	1,600	3,500	1,600	135143,500	0,404
	Autenticidad	3,400	1,200	3,400	1,200	140766,500	0,771
	Ceder méritos	3,100	1,400	2,900	1,400	149616,500	0,039
	Coraje	3,400	1,700	3,400	1,600	137723,000	0,749
	Humildad	4,100	1,400	3,900	1,500	149291,500	0,046
	Responsabilidad social	4,300	1,400	4,200	1,400	142059,000	0,582
	Responsabilizar	4,300	1,000	4,400	1,000	125782,500	0,006
	LS total	3,800	1,000	3,800	1,000	141028,000	0,732
Personas supervisoras	Empoderamiento	5,400	0,400	5,400	0,400	2907,000	0,608
	Aceptación interpersonal	4,300	1,300	4,200	1,200	3015,500	0,356
	Autenticidad	4,000	1,000	4,000	0,900	2658,500	0,668
	Ceder méritos	4,000	1,100	3,800	1,200	3002,000	0,382
	Coraje	4,300	1,100	4,200	1,100	2815,500	0,869
	Humildad	5,400	0,600	5,300	0,600	3102,500	0,205
	Responsabilidad social	5,300	0,600	5,300	0,600	2585,000	0,471
	Responsabilizar	3,400	1,400	3,800	1,100	2305,500	0,076
	LS Total	4,500	0,500	4,500	0,500	2774,000	0,995

Nota. M = medias, DE = desviaciones estándar.

Los resultados muestran que, en la evaluación que realizan trabajadores y trabajadoras de sus supervisores/as, existen diferencias significativas en las subescalas “ceder méritos” ($p = 0,039$), “humildad” ($p = 0,046$) y “responsabilizar” ($p = 0,006$). Los trabajadores perciben que sus supervisores/as presentan más conductas relacionadas con los factores “ceder méritos” ($M = 3,116$) y “humildad” ($M = 4,065$) y las trabajadoras perciben más conductas de “responsabilizar” ($M = 4,430$).

Por otro lado, en la autoevaluación realizada por las personas supervisoras no se encontraron diferencias significativas en ninguna de las subescalas, lo que indica que los supervisores, hombres y mujeres, tienden a calificarse de manera similar en términos de liderazgo de servicio.

Discusión

Los resultados del análisis factorial confirmatorio respaldan de manera consistente la estructura de ocho factores propuesta para la *Servant Leadership Survey* en el contexto de la administración pública chilena, en línea con validaciones previas realizadas en otros países (Rodríguez-Carvajal et al., 2014; van Dierendonck et al., 2017). Este hallazgo confirma la pertinencia global del modelo teórico del liderazgo de servicio para el sector público chileno, principalmente cuando se utiliza como instrumento de evaluación de las personas trabajadoras sobre cómo ejercen el liderazgo las personas supervisoras.

Sin embargo, en las dos muestras —la de personas trabajadoras y la de supervisoras—, el factor “responsabilizar” presentó problemas de ajuste y baja consistencia interna, lo cual es coherente con la evidencia transcultural aportada por van Dierendonck et al. (2017), quienes documentan que este factor muestra menor estabilidad estructural y una mayor variabilidad entre países en comparación con otros factores del liderazgo de servicio. Sobre la base de estos resultados, dichos autores optaron por excluir este factor en la versión abreviada de la escala, atendiendo a criterios psicométricos y de invariancia, y no a la irrelevancia conceptual del constructo.

En contextos hispanohablantes, también se han reportado problemas de ajuste en otros factores, lo que sugiere variaciones culturales en la interpretación de determinados ítems de la escala (Rodríguez-Carvajal et al., 2014). En conjunto, esta evidencia indica que, aun cuando la estructura global del instrumento resulta adecuada y robusta, ciertos factores, entre ellos “responsabilizar”, pueden comportarse de manera diferencial según el contexto cultural

y organizacional, lo que refuerza la necesidad de examinar su funcionamiento a nivel de ítems cuando se emplea la versión completa del instrumento.

En el caso de la administración pública chilena, la baja fiabilidad del factor “responsabilizar” en ambas muestras podría reflejar interpretaciones heterogéneas del contenido de los ítems, en un contexto marcado por una crisis de confianza hacia las instituciones y sus liderazgos (PNUD, 2024). Conceptualmente, este factor se orienta a fomentar que las personas asuman responsabilidad por el rendimiento que pueden controlar (Conger, 1989); sin embargo, la forma en que la rendición de cuentas se experimenta en las organizaciones públicas puede modular significativamente su significado e interpretación.

Un antecedente sectorial relevante lo aportan Montecinos et al. (2020), quienes describen cómo en el sistema educativo público chileno han predominado mecanismos de rendición de cuentas verticales con fuerte control jerárquico y, en algunos casos, percibidos como punitivos. Aunque este ejemplo corresponde a un ámbito específico, ilustra cómo, en contextos públicos con estructuras jerárquicas rígidas y mecanismos de control predominantemente descendentes, la rendición de cuentas puede asociarse a experiencias de vigilancia o sanción. Este marco experiencial podría tensionar la interpretación de los ítems del factor “responsabilizar” y contribuir a la mayor variabilidad observada en las respuestas.

Estos antecedentes sugieren que las dificultades observadas en el factor “responsabilizar” no deben interpretarse exclusivamente como un efecto del contexto chileno ni como una limitación psicométrica del instrumento, sino como la convergencia de ambos planos: un factor que ha mostrado menor estabilidad estructural en estudios comparativos previos y que, además, puede ser particularmente sensible a las prácticas institucionales concretas de rendición de cuentas en el sector público analizado.

Desde el punto de vista de las implicancias prácticas, estos hallazgos sugieren que, cuando el interés investigativo o aplicado se centra específicamente en la rendición de cuentas del liderazgo, puede resultar metodológicamente pertinente complementar la evaluación del liderazgo de servicio con instrumentos alternativos diseñados para medir el constructo “responsabilizar”. Esta estrategia permitiría, por una parte, preservar la validez y la parsimonia de la medición global del liderazgo de servicio y, por otra, abordar con mayor precisión una dimensión que ha mostrado comportamientos psicométricos más inestables en distintos contextos. Asimismo, futuras adaptaciones del instrumento podrían explorar ajustes en la formulación de los ítems del factor “responsabilizar”, con especial atención a aclarar el locus de control del

rendimiento, el carácter no punitivo de la rendición de cuentas y su orientación al aprendizaje y la mejora, con el fin de reducir ambigüedades interpretativas.

La fiabilidad del instrumento también varió significativamente entre los dos grupos estudiados. La escala mostró un desempeño psicométrico notablemente superior en el grupo de personas trabajadoras, mientras que en el grupo de supervisores los factores “responsabilizar”, “coraje” y “responsabilidad social” presentaron coeficientes inferiores a los estándares recomendados. Esta diferencia puede interpretarse desde perspectivas complementarias. Por un lado, la redacción de los ítems podría estar más alineada con la experiencia de evaluación externa del liderazgo, lo que favorecería una mayor consistencia en las respuestas de las personas trabajadoras. Por otro lado, en el caso de las personas con roles de supervisión, la autoevaluación puede verse condicionada por procesos cognitivos y culturales específicos.

En este sentido, Neubert et al. (2022) advierten que cuando un estilo de liderazgo es altamente valorado a nivel normativo, pero no se refleja de manera consistente en las prácticas organizacionales cotidianas, puede generarse una disonancia que debilita su expresión efectiva. En contextos de este tipo, las autoevaluaciones pueden reflejar con mayor intensidad ideales normativos que las experiencias reales de liderazgo, especialmente en instrumentos autoadministrados. Tal como señala Salgado (2005), el sesgo de deseabilidad social puede ejercer un efecto moderado sobre las respuestas, configurando perfiles más favorables que los ajustados a la práctica cotidiana.

Desde esta perspectiva, la menor consistencia interna observada en la muestra de supervisores podría estar asociada a una mayor ambivalencia o inseguridad al autoevaluarse, derivada de la tensión entre los valores del liderazgo de servicio y las prácticas organizacionales dominantes. En contraste, las personas trabajadoras, al posicionarse como observadoras externas del liderazgo, podrían emitir evaluaciones más estables y menos influidas por dicha disonancia.

Los análisis de validez externa respaldan la solidez del instrumento. La validez concurrente se evidenció en correlaciones significativas entre el liderazgo de servicio y el liderazgo transformacional, coherentes con su afinidad conceptual en torno al desarrollo de colaboradores/as (Hoch et al., 2018; van Dierendonck y Nuijten, 2011). No obstante, las correlaciones moderadas confirman que ambos estilos se relacionan sin solaparse, dado que el liderazgo transformacional orienta hacia metas organizacionales, mientras que el liderazgo de servicio prioriza el bienestar y el desarrollo individual como fin en sí mismo. La validez discriminante

se confirmó mediante correlaciones bajas con la motivación de servicio público, lo que reforzó la diferenciación conceptual entre un estilo de liderazgo y una disposición motivacional individual (Perry y Wise, 1990).

En cuanto a la perspectiva de género, a nivel psicométrico, el análisis de invarianza factorial mostró que el modelo de liderazgo de servicio es plenamente comparable entre hombres y mujeres en los niveles configural, métrico y escalar, lo que permite comparaciones válidas a nivel global del constructo. La ausencia de invarianza residual sugiere posibles diferencias en la forma en que algunos ítems son interpretados o respondidos según el género del/la evaluador/a, sin cuestionar la equivalencia del constructo subyacente, lo que plantea la necesidad de que investigaciones futuras examinen con mayor detalle los factores que subyacen a dichas diferencias residuales.

Los datos solo permiten conocer el género del/la evaluador/a, no el del/la supervisor/a evaluado/a. Por tanto, las diferencias observadas deben interpretarse como diferencias perceptivas asociadas al género de quien evalúa, evitando inferir sobre el género de quien ejerce el liderazgo. Bajo esta delimitación, se observaron diferencias significativas en los factores “ceder méritos”, “humildad” y “responsabilizar”, lo que sugiere que hombres y mujeres pueden focalizar su atención en distintas conductas del liderazgo de servicio, sin que ello implique diferencias sustantivas en el ejercicio del liderazgo. En el factor “ceder méritos”, que mide la disposición del/la líder a reconocer los logros de los/las demás sin buscar protagonismo, los trabajadores calificaron más alto a quienes los supervisan que a las trabajadoras. Este resultado puede vincularse con dinámicas de reconocimiento diferencial documentadas en la literatura organizacional, donde se ha descrito que las mujeres tienden a recibir menor visibilidad o reconocimiento por sus logros en comparación con los hombres, debido a sesgos en la atribución del éxito (Heilman y Haynes, 2005), por lo que este patrón podría sugerir que las dinámicas de visibilidad y reconocimiento están marcadas por sesgos de género. No obstante, esta interpretación debe considerarse con cautela, dado que el diseño del estudio no permite examinar directamente dichas dinámicas.

En la muestra de los/as supervisores/as, los datos corresponden a autoevaluaciones, lo que permite analizar directamente cómo perciben su propio liderazgo. No se observaron diferencias significativas entre hombres y mujeres en el puntaje total de liderazgo de servicio, lo cual coincide con estudios que indican que este estilo puede ejercerse de manera equitativa (Barbutto y Gifford, 2010). Sin embargo, las supervisoras se autoevaluaron significativamente más alto en “responsabilizar” que los hombres, pero las diferencias observadas deben in-

interpretarse con cautela, considerando la baja fiabilidad de este factor en esta muestra y las limitaciones propias de la autoevaluación.

No obstante, todos los resultados de los supervisores deben interpretarse con cautela, dado que varios factores mostraron baja consistencia interna en esta muestra. Las variables “coraje” ($\omega = 0,532$; $\alpha = 0,532$), “responsabilidad social” ($\omega = 0,558$; $\alpha = 0,546$) y “responsabilizar” ($\omega = 0,523$; $\alpha = 0,423$) obtuvieron coeficientes de fiabilidad por debajo de los estándares recomendados ($\geq 0,70$). Además, el índice total de fiabilidad para las personas supervisoras fue menor ($\omega = 0,747$) que el observado en las personas trabajadoras ($\omega = 0,956$), lo que sugiere que la escala es menos consistente cuando se utiliza como herramienta de autoevaluación en este grupo.

En conjunto, los resultados permiten afirmar que la Servant Leadership Survey constituye una herramienta psicométricamente sólida para evaluar el liderazgo de servicio en el sector público chileno, especialmente cuando se utiliza como instrumento de evaluación ascendente. Su estructura multidimensional permite identificar fortalezas y áreas de desarrollo del liderazgo, aportando información relevante para diagnósticos organizacionales, investigación aplicada y el diseño de intervenciones formativas.

Sin embargo, su implementación enfrenta obstáculos, como las estructuras verticales y la crisis de confianza en las autoridades (PNUD, 2024). En Latinoamérica se observa un desajuste entre los valores y las prácticas; es decir, aunque los principios y valores del liderazgo de servicio son altamente valorados, en la práctica organizacional no se refuerzan, lo que dificulta su adopción (Neubert et al., 2022). Superar esta brecha requiere que su promoción sea intencional y sistemática, mediante la comunicación, la capacitación, los incentivos y las prácticas de promoción y selección de líderes. De modo, que lo que hoy es un ideal puede transformarse en una realidad (Neubert et al., 2022).

Este modelo invita a repensar el liderazgo en clave relacional, ética y colaborativa, cuestionando formas tradicionales de ejercer el poder y proponiendo una lógica centrada en el servicio, la horizontalidad y la corresponsabilidad, lo que puede contribuir a desestabilizar estereotipos jerárquicos y de género. Como señala Reynolds (2014), este estilo introduce valores comunales en la matriz de liderazgo. El liderazgo de servicio también cuestiona la imagen de líderes que dominan y son servidos por su personal, lo que desafía la dicotomía entre servicio y poder (Reynolds, 2014). Esta reconfiguración de la autoridad podría contribuir a fortalecer las bases relacionales del empleo público.

Desde otra perspectiva, el liderazgo de servicio también se distingue por su enfoque en el bienestar del entorno. Quienes ejercen roles de liderazgo pueden inspirar a sus seguidores/as a asumir un rol activo en el servicio a la comunidad. Cuando este estilo se generaliza, las organizaciones pueden lograr una cultura orientada al servicio (Liden et al., 2008).

Conclusión

Los resultados del presente estudio confirman, en términos generales, la adecuación estructural de la *Servant Leadership Survey* de ocho factores en el sector público chileno. No obstante, el factor “responsabilizar” presentó debilidades consistentes de ajuste y de fiabilidad en ambas muestras, en consonancia con evidencia transcultural previa que ha documentado una menor estabilidad estructural de esta dimensión y ha motivado su exclusión en la versión abreviada del instrumento (van Dierendonck et al., 2017).

En este sentido, los resultados sugieren que, en el contexto de la administración pública chilena, y cuando se utiliza la versión completa de la escala, el factor “responsabilizar” no resulta adecuado para una interpretación autónoma ni para su uso como dimensión sustantiva independiente. Esta recomendación se circunscribe al contexto institucional analizado, caracterizado por prácticas de rendición de cuentas que pueden adquirir significados heterogéneos, y se apoya tanto en la evidencia empírica del presente estudio como en antecedentes transculturales previos, que han documentado una menor estabilidad estructural de esta dimensión (van Dierendonck et al., 2017). Ello no cuestiona la relevancia conceptual del constructo, sino que delimita el alcance de su medición mediante este instrumento específico en el contexto estudiado.

Por tanto, futuras investigaciones podrían optar por no reportar este factor de manera independiente o bien complementar su evaluación con instrumentos específicos de rendición de cuentas, cuando este sea un foco analítico central, manteniendo la coherencia con la definición original del liderazgo de servicio y con los criterios psicométricos establecidos en estudios comparativos previos.

La fiabilidad de los factores varió entre los grupos, con mejores resultados en las personas trabajadoras que en las supervisoras. Esto sugiere que la escala muestra un mejor desempeño como herramienta de evaluación ascendente que como instrumento de autoevaluación, lo que justifica explorar versiones diferenciadas según el nivel jerárquico, sensibles a la cultura organizacional e incorporando medidas de control de la deseabilidad social.

Asimismo, los análisis de validez concurrente y discriminante respaldaron la adecuación conceptual del instrumento. El liderazgo de servicio mostró asociaciones significativas con el liderazgo transformacional, lo cual resulta coherente con su afinidad teórica en torno al desarrollo de los colaboradores/as, aunque no evidenció solapamiento entre ambos estilos. Al mismo tiempo, las bajas correlaciones con la motivación de servicio público respaldaron la diferenciación conceptual entre un estilo de liderazgo y una disposición motivacional individual.

A nivel psicométrico, el análisis de invarianza factorial por género mostró que el modelo de liderazgo de servicio es comparable entre hombres y mujeres en los niveles configural, métrico y escalar, lo que indica equivalencia en la estructura del constructo y en el significado de los factores, aunque no en el nivel residual. Esto, a su vez, sugiere posibles diferencias en la forma en que ciertos ítems se responden según el género de quien evalúa, más que diferencias en el constructo subyacente.

Los datos solo permiten conocer el género del/la evaluador/a, no el del/la supervisor/a evaluado/a. Por lo tanto, las interpretaciones sobre la relación entre género y liderazgo de servicio deben hacerse con cautela, circunscribiéndose a diferencias perceptivas asociadas al género del evaluador y evitando asumir que los/as supervisores/as evaluados/as son predominantemente hombres o mujeres.

Además, se observaron diferencias significativas según el género del evaluador en la percepción de “ceder méritos”, “humildad” y “responsabilizar”, aunque no se contó con información suficiente sobre el género de la persona evaluada para establecer relaciones concluyentes sobre el ejercicio del liderazgo, dado que en la muestra de trabajadores/as no se estableció la correspondencia entre cada evaluación y el/la supervisor/a evaluado/a. En futuras investigaciones, sería pertinente registrar esta información.

El análisis se centró en un enfoque binario de género, ya que la opción no binaria no pudo analizarse debido a la baja frecuencia de respuestas. Será importante generar entornos de investigación más seguros e inclusivos que favorezcan la representación de identidades diversas.

Aunque la muestra fue amplia, el muestreo no probabilístico limita la generalización, por lo que se recomienda ampliar la cobertura institucional para mejorar la representatividad.

El diseño transversal no permitió examinar la estabilidad temporal ni la validez predictiva. Se sugiere realizar estudios longitudinales que analicen el impacto del liderazgo de servicio

en variables como la motivación de servicio público, el *engagement* y la calidad de los servicios. Asimismo, el estudio fue exclusivamente cuantitativo, sin recoger narrativas; en el futuro, debería combinarse con metodologías cualitativas para explorar los significados y las experiencias vinculadas al liderazgo de servicio.

A modo de conclusión, los resultados del presente estudio indican que el uso de la *Servant Leadership Survey* en el sector público chileno requiere considerar ciertas limitaciones. En particular, el factor “responsabilizar” mostró debilidades psicométricas consistentes, lo que aconseja cautela en su interpretación como una dimensión independiente. Asimismo, la escala presenta un desempeño menos robusto cuando se utiliza como instrumento de autoevaluación en cargos de supervisión, y las comparaciones por género deben limitarse al nivel global del liderazgo de servicio, sin extenderse a análisis por ítems ni a la identificación de diferencias sustantivas entre hombres y mujeres en factores específicos.

Considerando estas precauciones, los resultados permiten recomendar el uso de la *Servant Leadership Survey* principalmente como herramienta de evaluación ascendente del liderazgo de servicio, orientada a que las personas trabajadoras evalúen las conductas de quienes las supervisan. En este marco, su aplicación resulta especialmente útil para diagnósticos organizacionales, investigación aplicada y el diseño de intervenciones de desarrollo del liderazgo, consolidándose como una herramienta válida y pertinente para el estudio y la promoción de prácticas de liderazgo de servicio en el ámbito público chileno.

Apéndice 1

Factores e ítems de SLS

Factores	Ítems
1. Empoderamiento	1. Mi jefe/a me da la autoridad que necesito para tomar decisiones que faciliten mi trabajo. 2. Mi jefe/a me da la oportunidad de resolver los problemas por mí mismo en vez de decirme directamente lo que debo hacer. 3. Mi jefe/a me da la información que necesito para poder hacer bien mi trabajo. 4. Mi jefe/a me da bastantes oportunidades para desarrollar nuevas habilidades. 5. Mi jefe/a me anima a hacer uso de mis habilidades y conocimientos. 6. Mi jefe/a me ayuda a desarrollarme más como profesional. 7. Mi jefe/a anima a su equipo a desarrollar nuevas ideas.
2. Responsabilizar	8. Mi jefe/a me hace responsable del trabajo que llevo a cabo. 9. Para mi jefe/a, soy responsable de mi rendimiento. 10. Mi jefe/a nos hace a mí y a mis compañeros responsables de cómo organizamos nuestro trabajo.

Factores	Ítems
3. Ceder méritos	11. Mi jefe/a trabaja entre bastidores y deja que otros se lleven los elogios. 12. Mi jefe/a no busca ningún reconocimiento o recompensa en las cosas que hace para los demás. 13. Mi jefe/a parece disfrutar los éxitos de sus colegas más que los propios.
4. Humildad	14. Mi jefe/a aprende de las diferentes visiones y opiniones de los demás. 15. Mi jefe/a intenta aprender de las críticas que le hace su superior. 16. Mi jefe/a aprende de la crítica. 17. Mi jefe/a admite sus errores ante su superior. 18. Si la gente expresa una crítica abiertamente, mi jefe/a intenta aprender de ella.
5. Autenticidad	19. Mi jefe/a muestra sus limitaciones y debilidades. 20. Mi jefe/a se conmueve con las cosas que pasan a su alrededor. 21. Mi jefe/a está dispuesto a expresar sus sentimientos incluso aunque conduzcan a consecuencias indeseables. 22. Mi jefe/a muestra sus verdaderos sentimientos a sus empleados.
6. Coraje	23. Mi jefe/a asume riesgos si es necesario para hacer lo que considera que debe hacerse. 24. Mi jefe/a asume riesgos incluso cuando no está seguro de si cuenta con el apoyo de su supervisor.
7. Aceptación Interpersonal	25. Mi jefe/a critica a las personas por los errores que han cometido en su trabajo (r). 26. Mi jefe/a mantiene una actitud dura hacia aquellas personas que le han ofendido en el trabajo (r). 27. A mi jefe/a le cuesta dejar pasar cosas que fueron mal en el pasado (r).
8. Responsabilidad Social	28. Mi jefe/a enfatiza la importancia de prestar atención al aspecto positivo de las cosas. 29. Mi jefe/a trabaja con una perspectiva a largo plazo. 30. Mi jefe/a enfatiza la responsabilidad social de nuestro trabajo.

Referencias

- Barbuto, J. E., & Gifford, G. T. (2010). Examining gender differences of servant leadership: an analysis of the agentic and communal properties of the servant leadership questionnaire. *Journal of Leadership Education*, 9(2), 4-22. <https://doi.org/10.12806/V9/I2/RF1>
- Bass, B. M., & Riggio, R. E. (2006). *Transformational leadership* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates Publishers. <https://doi.org/10.4324/9781410617095>
- Brown, M. E., & Treviño, L. K. (2006). Ethical leadership: A review and future directions. *The leadership quarterly*, 17(6), 595-616. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2006.10.004>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Sage Publications.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>

- Conger, J. A. (1989). *The charismatic leader: Behind the mystique of exceptional leadership*. Jossey-Bass.
- Conger, J. A., & Kanungo, R. N. (1998). *Charismatic leadership in organizations*. Sage Publications.
<https://doi.org/10.4135/9781452204932>
- Dambe, M., & Moorad, F. (2008). From power to empowerment: A paradigm shift in leadership. *South African Journal of Higher Education*, 22(3), 575–587. <https://doi.org/10.4314/sajhe.v22i3.25803>
- Demeke, G. W., van Engen, M. L., & Markos, S. (2024). Servant Leadership in the Healthcare Literature: A Systematic Review. *Journal of Healthcare Leadership*, 16, 1–14. <https://doi.org/10.2147/JHL.S440160>
- Dinh, J., Lord, R., Gardner, W., Meuser, J., Liden, R., & Hu, J. (2014). Leadership theory and research in the new millennium: Current theoretical trends and changing perspectives. *The Leadership Quarterly*, 25(1), 36-62. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2013.11.005>
- Eagly, A. H., & Karau, S. J. (2002). Role congruity theory of prejudice toward female leaders. *Psychological Review*, 109(3), 573–598. <https://doi.org/10.1037/0033-295x.109.3.573>
- Eva, N., Robin, M., Sendjaya, S., van Dierendonck, D., & Liden, R.C. (2019), “Servant leadership: a systematic review and call for future research”. *Leadership Quarterly*, 30(1), pp. 111-132. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2018.07.004>
- Gardner, W. L., Coglisier, C. C., Davis, K. M., & Dickens, M. P. (2011). Authentic leadership: A review of the literature and research agenda. *The Leadership Quarterly*, 22(6), 1120-1145. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2011.09.007>
- George, D., & Mallery, M. (2010). *SPSS for windows step by step: A simple guide and reference*, 17.0 Update. Allyn & Bacon.
- Getha-Taylor, H., Holmes, M. H., Jacobson, W. S., Morse, R. S., & Sowa, J. E. (2011). Focusing the public leadership lens: Research propositions and questions in the Minnowbrook tradition. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 21(1), 183-197. <https://doi.org/10.1093/jopart/muq069>
- Graen, G. B., & Uhl-Bien, M. (1995). Relationship-based approach to leadership: Development of leader-member exchange (LMX) theory of leadership over 25 years: Applying a multi-level multi-domain perspective. *The Leadership Quarterly*, 6(2), 219-247. [https://doi.org/10.1016/1048-9843\(95\)90036-5](https://doi.org/10.1016/1048-9843(95)90036-5)
- Greenleaf, R. K. (1970). *The servant as leader*. Robert K. Greenleaf Publishing Center.
- Gregory Stone, A., Russell, R.F. and Patterson, K. (2004), Transformational versus servant leadership: a difference in leader focus, *Leadership & Organization Development Journal*, 25 (4), pp. 349-361. <https://doi.org/10.1108/01437730410538671>

- Heilman, M. E., & Haynes, M. C. (2005). No credit where credit is due: Attributional rationalization of women's success in male-female teams. *Journal of Applied Psychology*, 90(5), 905-916. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.90.5.905>
- Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C., & Baptista Lucio, M. del P. (2014). *Metodología de la investigación* (6.ª ed.). McGraw-Hill / Interamericana Editores.
- Hoch, J. E., Bommer, W. H., Dulebohn, J. H., & Wu, D. (2018). Do ethical, authentic, and servant leadership explain variance above and beyond transformational leadership? A meta-analysis. *Journal of Management*, 44(2), 501-529. <https://doi.org/10.1177/0149206316665461>
- Hogue, M. (2016). Gender bias in communal leadership: Examining servant leadership. *Journal of Managerial Psychology*, 31(4), 837-849. <https://doi.org/10.1108/JMP-10-2014-0292>
- Johns, G. (2024). The context deficit in leadership research. *The Leadership Quarterly*, 35(1), 101755. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2023.101755>
- Kim, S., Vandenabeele, W., Wright, B. E., Andersen, L. B., Cerase, F. P., Christensen, R. K., ... & De Vivo, P. (2013). Investigating the structure and meaning of public service motivation across populations: Developing an international instrument and addressing issues of measurement invariance. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 23(1), 79-102. <https://doi.org/10.1093/jopart/mus027>
- Lee, A., Lyubovnikova, J., Tian, A. W., & Knight, C. (2019). Servant leadership: A meta-analytic examination of incremental contribution, moderation, and mediation. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 93(1), 1- 44. <https://doi.org/10.1111/joop.12265>
- Liden, R. C., Wayne, S. J., Zhao, H., & Henderson, D. (2008). Servant leadership: Development of a multidimensional measure and multi-level assessment. *The Leadership Quarterly*, 19(2), 161-177. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2008.01.006>
- Love, J., Selker, R., Marsman, M., Jamil, T., Dropmann, D., Verhagen, J., Ly, A., Gronau, Q. F., M., Epskamp, S., Matzke, D., Wild, A., Knight, P., J. N., Morey, R. D., & Wagenmakers, E.-J. (2019). JASP: Graphical statistical software for common statistical designs. *Journal of Statistical Software*, 88(2), 1-17. <https://doi.org/10.18637/jss.v088.i02>
- McDonald, R. P. (1999). Test theory: A unified treatment. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Meyer-Sahling, J.-H., Mikkelsen, K. S., & Schuster, C. (2019). The causal effect of public service motivation on ethical behavior in the public sector: Evidence from a large-scale survey experiment. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 29(3), 445-459. <https://doi.org/10.1093/jopart/muy071>

- Montecinos, C., González, Á., & Ehren, M. (2020). From hierarchy and market to hierarchy and network governance in Chile: Enhancing accountability, capacity and trust in public education. In M. Ehren, & J. Baxter (Eds.), *Trust, Accountability and Capacity in Education System Reform: Global Perspectives in Comparative Education* (201-221). Taylor and Francis Inc. <https://doi.org/10.4324/9780429344855-10>
- Neubert, M. J., Sully de Luque, M., Quade, M. J., & Hunter, E. M. (2022). Servant leadership across the globe: Assessing universal and culturally contingent relevance in organizational contexts. *Journal of World Business*, 57(2). <https://doi.org/10.1016/j.jwb.2021.101268>
- Nguyen, N. T. H., Nguyen, D., Vo, N., & Tuan, L. T. (2022). Fostering public sector employees' innovative behavior: The roles of servant leadership, public service motivation, and learning goal orientation. *Administration & Society*, 55(1), 30–63. <https://doi.org/10.1177/00953997221100623>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1995). *Teoría psicométrica* (J. A. Velázquez Arellano & M. Terán Guillén, trads., 3.ª ed., en español). McGraw-Hill.
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de Muestreo sobre una Población a Estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232. <https://doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>
- Perry, J. L., & Wise, L. R. (1990). The motivational bases of public service. *Public Administration Review*, 50(3), 367-373. <https://doi.org/10.2307/976618>
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD]. (2024). *Informe sobre desarrollo humano en Chile 2024: ¿Por qué nos cuesta cambiar? Conducir los cambios para un desarrollo humano sostenible*. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- 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*, 41, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Rafferty, A. E., & Griffin, M. A. (2004). Dimensions of transformational leadership: Conceptual and empirical extensions. *The Leadership Quarterly*, 15, 329–354. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2004.02.009>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: comments on sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Reynolds, K. (2014). Servant-leadership: A feminist perspective. *The International Journal of Servant-Leadership*, 10(1), 35-63. <https://doi.org/10.33972/ijsl.110>
- Rodríguez-Carvajal, R., de Rivas, S., Herrero, M., Moreno-Jiménez, B., & van Dierendonck, D. (2014). Leading people positively: Cross-cultural validation of the Servant Leadership Survey (SLS). *The Spanish Journal of Psychology*, 17, E63. <https://doi.org/10.1017/sjp.2014.73>

- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Salanova, M., Llorens, S., Cifre, E., & Martínez, I. M. (2012). We need a hero! Toward a validation of the Healthy and Resilient Organization (HERO) model. *Group & Organization Management*, 37, 785-822. <https://doi.org/10.1177/1059601112470405>
- Salgado, J. F. (2005). Personality and social desirability in organizational settings: practical implications for work and organizational psychology. *Papeles del Psicólogo*, 26(92), 115-128. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77809207>
- Schwarz, G., Newman, A., Cooper, B., & Eva, N. (2016). Servant leadership and follower job performance: The mediating effect of public service motivation. *Public Administration*, 94(4), 1025–1041. <https://doi.org/10.1111/padm.12266>
- Scicluna Lehrke, A., Sowden, K. (2017). Servant leadership and gender. In: Davis, C. (eds). *Servant leadership and followership. Examining the impact on workplace behavior*. (pp. 25-50). Palgrave Macmillan, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-59366-1_2
- Shim, D. C., Park, H. H., & Eom, T. H. (2016). Public servant leadership: Myth or powerful reality? *International Review of Public Administration*, 21(1), 3-20. <https://doi.org/10.1080/12294659.2016.1147753>
- Uluturk, B. (2023). How servant leadership influences street-level bureaucrats' work engagement: The mediating roles of motivating language and perceived organizational support. *Management Communication Quarterly*, 38(3), 562-594. <https://doi.org/10.1177/08933189231219708>
- van Dierendonck, D., & Nuijten, I. (2011). The servant leadership survey: development and validation of a multidimensional measure. *Journal of Business & Psychology* 26, 249–267. <https://doi.org/10.1007/s10869-010-9194-1>
- van Dierendonck, D., Sousa, M., Gunnarsdóttir, S., Bobbio, A., Hakanen, J., Armin, P. V., Emin, C. D., & Rodriguez-Carvajal, R. (2017). The cross-cultural invariance of the servant leadership survey: A comparative study across eight countries. *Administrative Sciences*, 7(2), 8. <https://doi.org/10.3390/admsci7020008>
- Zhu, J., Song, J., Zhu, L., & Johnson, R. E. (2019). Visualizing the landscape and evolution of leadership research. *The Leadership Quarterly*, 30(2), 215–232.

Sobre los autores

Dinka Villarroel-Núñez

Psicóloga laboral y MBA, candidata a doctora en Políticas Públicas y Bienestar Social, con más de 20 años de experiencia que combina gestión pública, investigación, docencia y consultoría. En Chile, ha ocupado cargos en el Servicio Civil, participando en el diseño y la implementación de procesos de selección y desarrollo de Altos Directivos Públicos, además de iniciativas para fortalecer la gestión de personas en el sector público. También ha trabajado en proyectos de evaluación psicosocial e intervenciones organizacionales. Actualmente, realiza investigación y docencia en la Universitat Jaume I (España).

Hedy Acosta-Antognoni

Profesora asistente en la Facultad de Psicología de la Universidad de Talca. Dirige el Magíster en Psicología Social y el equipo de investigación emergente RTOP (Research Team on Organizational Psychology). Sus áreas de interés y líneas de investigación se centran en la psicología de la Salud ocupacional, intervenciones psicológicas positivas y metodologías de investigación en contexto organizacional.

Marisa Salanova

Catedrática de Psicología Social en la Universitat Jaume I y doctora en Psicología por la Universitat de València. Es una reconocida investigadora internacional en psicología organizacional positiva, bienestar laboral y organizaciones saludables. Ha desarrollado modelos teóricos, como el modelo HERO (Healthy & Resilient Organizations), para estudiar el bienestar laboral. Desde 1991, lidera el equipo de investigación WANT – Prevención Psicosocial y Organizaciones Saludables y ha publicado más de 300 artículos científicos sobre bienestar y salud psicosocial organizaciones.



César Villacura-Herrera

Psicólogo y candidato a doctor, trabaja en áreas como la evaluación de conducta suicida, la psicosis subclínica, la psicología cognitiva, la regulación emocional en contextos clínicos y organizacionales, el análisis psicométrico y los métodos de síntesis de investigación. Actualmente cursa estudios doctorales en el Heymans Institute for Psychological Research de la Universidad de Groningen, con enfoque en la investigación experimental sobre la percepción y la cognición.

Para citar:

Villarroel-Núñez, D., Acosta-Antognoni, H., Salanova Soria, M., & Villacura-Herrera, C. (2026). Liderazgo de servicio en el sector público chileno: validación con perspectiva de género. *Revista del CLAD Reforma y Democracia*, (94), 192-224.
<https://doi.org/10.69733/clad.ryd.n94.a520>

