



Evaluación estadística de la dimensionalidad de la escala de medición del silencio del empleado

The statistical evaluation of the dimensionality of the employee silence measurement scale

David Álvarez-Maldonado¹ , Francisco Ganga-Contreras² ,
Wendolin Suárez-Amaya¹ , Nataly Guiñez-Cabrera³ 

¹ Universidad Tecnológica Metropolitana. Facultad de Administración y Economía. Departamento de Gestión Organizacional. Santiago, Chile. E-mail: david.alvarez@utem.cl; wsuarez@utem.cl

² Universidad de Tarapacá. Facultad de Educación y Humanidades. Departamento de Educación. Arica, Chile. E-mail: franciscoganga@academicos.uta.cl

³ Universidad del Bío-Bío. Facultad de Ciencias Empresariales. Departamento de Gestión Empresarial. Chillán, Chile. E-mail: nguinez@ubiobio.cl

DOI: 10.64966/ingeniare.v34.03

Resumen

Este trabajo examina el fenómeno del silencio organizacional por parte de los empleados, entendido como la decisión consciente de no expresar opiniones, sugerencias o advertencias que podrían ser relevantes para la organización. Aunque existe un acuerdo conceptual generalizado sobre su definición, persisten controversias respecto a su validez empírica y a la estructura dimensional del constructo. El propósito principal de la investigación es evaluar la validez discriminante de las distintas dimensiones que conforman el silencio de los empleados. Para ello, se empleó la escala propuesta por Knoll et al., ampliamente utilizada y validada en diversos idiomas, aplicándola a una muestra de 123 empleados públicos hispanohablantes en Chile, miembros de una organización de gobierno local. La consistencia interna y validez convergente se examinó mediante los coeficientes Alfa de Cronbach, Omega de McDonald y AVE, complementados con análisis factorial exploratorio y confirmatorio para identificar la configuración multidimensional del instrumento. Los hallazgos indican que, si bien la escala presenta una confiabilidad adecuada, se detectan dificultades para diferenciar empíricamente entre el silencio por resignación y el silencio defensivo. El análisis factorial sugiere que ambas dimensiones comparten un alto grado de solapamiento, lo que motivó la formulación de una nueva categoría denominada silencio por resignación y miedo. En consecuencia, se plantea un modelo revisado de tres factores para describir el comportamiento de silencio: a) silencio prosocial, b) silencio oportunista y c) silencio por resignación y miedo. El estudio concluye destacando la importancia de profundizar en el análisis conceptual y empírico del silencio de los empleados, con miras a optimizar su medición y comprensión dentro del ámbito organizacional.

Palabras clave: Silencio del empleado, silencio organizacional, silencio, análisis factorial.

Abstract

This study examines the phenomenon of employee organizational silence, defined as the conscious decision to withhold opinions, suggestions, or warnings that could be relevant to the organization. Although there is broad conceptual agreement on its definition, controversies persist concerning its empirical validity and the construct's dimensional structure. The primary objective of this research is to assess the discriminant validity of the dimensions comprising employee silence. This was done by applying the scale proposed by Knoll et al., which has been widely used and validated in multiple languages, to a sample of 123 Spanish-speaking public employees in Chile, all of whom were members of a local government organization internal. Consistency and convergent validity were examined using Cronbach's alpha, McDonald's omega, and average variance extracted (AVE), complemented by exploratory and confirmatory factor analyses to identify the instrument's multidimensional configuration. The findings indicate that, although the scale demonstrates adequate reliability, there are difficulties in empirically distinguishing between

acquiescent silence and defensive silence. Factorial analyses suggest that these two dimensions exhibit a high degree of overlap, which led to the proposal of a new category termed resignation–fear silence. Consequently, a revised three-factor model is proposed to describe silence behavior: a) prosocial silence, b) opportunistic silence, and c) resignation–fear silence. The study concludes by emphasizing the importance of advancing both the conceptual and empirical analysis of employee silence to improve its measurement and understanding within organizational contexts.

Keywords: Employee silence, organizational silence, silence, factor analysis.

INTRODUCCIÓN

El concepto de silencio organizacional por parte de los empleados (SE) se refiere a la decisión consciente de no expresar, de manera verbal o escrita, ideas, advertencias o propuestas relacionadas con la organización a la que pertenecen o con la que colaboran [17], [28]. En otras palabras, los trabajadores optan por no manifestar públicamente sus percepciones o juicios. Esta conducta dificulta visibilizar prácticas o procedimientos inadecuados dentro de la organización y entre sus integrantes [20], lo que a su vez limita la capacidad de aprendizaje institucional debido a interrupciones en el flujo de información y a deficiencias en los canales de comunicación [1], [20], [26], [35]. Como consecuencia, el silencio de los empleados restringe la identificación de conductas inapropiadas, con repercusiones negativas tanto para la organización en su conjunto como para las personas que la conforman [27], [28].

En este marco, el Silencio de los Empleados (SE) favorece la consolidación de un silencio organizacional que permite que conductas inadecuadas o poco éticas se mantengan y no sean detectadas, debido a la ausencia de reportes o intercambio de información [2], [13], [20], [33]. Esto propicia la aparición de entornos conocidos como climas de silencio, caracterizados por contextos sociales en los que normas implícitas o creencias compartidas desincentivan la expresión de opiniones, ya que hablar se percibe como un acto riesgoso o carente de utilidad [20], [35]. Como resultado, esta dinámica abre espacio para la continuidad de prácticas ilícitas o éticamente cuestionables [28].

Se plantea además que quienes viven o son testigos de este silencio tienden a experimentar emociones desfavorables y afrontar consecuencias personales que repercuten en su bienestar laboral y en su desempeño [5], [13], [12], [16], [20], [28], [29], [35], [37]. Esto respalda la idea de que el SE genera impactos negativos no solo en la organización como sistema [23], sino también en el plano individual de sus integrantes [20], [26], [27], [28].

En este marco, diversos estudios coinciden en la importancia del fenómeno del SE [14], [15], [24], [22], [31], [35], [36], [38], y existe un grado considerable de acuerdo sobre su definición teórica y las consecuencias negativas que acarrea [12], [20], [26], [27], [28]. No obstante, persisten debates en torno a su comprensión empírica, particularmente sobre las estrategias más adecuadas para medirlo y sobre las características operativas de su estructura dimensional [4], [20], [28], [42]. Aún se requiere examinar con mayor detalle el potencial que ofrece este constructo para su aplicación práctica y su validación empírica [35], [36]. Si bien hay consenso en que el SE presenta una naturaleza multidimensional [20], [28], la cantidad y delimitación de dichas dimensiones sigue siendo objeto de discusión, lo que ha dado lugar a la creación de múltiples escalas de medición con propuestas divergentes respecto a su configuración [28].

Una de las herramientas de medición más utilizadas es la escala desarrollada por Van Dyne, Ang y Botero [42], la cual identifica tres motivaciones principales que dan origen al comportamiento de silencio, estableciendo los siguientes constructos: a) silencio por resignación, correspondiente a la forma conocida como silencio aquiescente y asociado a autopercepción de ineficacia o sentimientos de desvinculación; b) silencio defensivo, también denominado quiescente, vinculado a razones asociadas al temor o a la necesidad de autoprotección; y c) silencio prosocial, caracterizado por la omisión de información con el fin de proteger, no avergonzar o no perjudicar a otras personas.

Posteriormente, Knoll y Van Dick [20] toman como base el instrumento y las tres dimensiones previamente mencionadas para modificar sus ítems y proponer una cuarta categoría denominada silencio oportunista, entendida como la omisión deliberada de información con el fin de obtener un beneficio personal, aun cuando ello implique causar un perjuicio a terceros, situándose en contraste con el silencio prosocial. Esta versión ampliada fue más tarde traducida a distintos idiomas [17], dando origen a una herramienta revisada con validez internacional que conserva las cuatro dimensiones formuladas por Knoll y Van Dick [20], derivadas a su vez de los tres originales de Van Dyne, Ang y Botero [42]. Por otra parte, Brinsfield [4] presentan una propuesta alternativa compuesta por seis dimensiones: desviación, desconfianza, relacional, defensivo, descomprometido e ineficaz; asimismo, se han desarrollado otras escalas, como las de Tangirala y Ramanujam [41], basada en la de Van Dyne, Ang y Botero [42], pero sin distinguir la dimensionalidad y Detert y Edmondson [6], que considera teorías implícitas sobre la voz, las cuales pueden producir el silencio. Sin embargo, debido a la amplia adopción del modelo de Van Dyne, Ang y Botero [42] y sus adaptaciones [17], [20], estas propuestas alternativas han tenido un uso significativamente menor.

Cabe señalar que no todos los investigadores respaldan la dimensionalidad del constructo mediante análisis factoriales [36]; de hecho, la propuesta inicial de Van Dyne, Ang y Botero [42] carece de una evaluación empírica sólida en este aspecto. En consecuencia, la validez discriminante entre las distintas dimensiones o categorías que explican las motivaciones del comportamiento de silencio sigue en debate [35], [36].

La medición del silencio de los empleados también enfrenta otras dificultades. Por ejemplo, la escala propuesta por Van Dyne, Ang y Botero [42] ha sido aplicada a partir de evaluaciones realizadas por supervisores; sin embargo, el silencio es un fenómeno que, por su naturaleza, no siempre resulta directamente observable para estos informantes clave [19], [28]. A ello se suma la ausencia de un marco teórico sólido que respalde la idea de que las motivaciones para guardar silencio son mutuamente excluyentes, lo que abre la posibilidad de que se produzcan solapamientos entre ellas. Esta situación explicaría por qué la estructura dimensional del constructo no se ajusta de forma uniforme en todos los estudios [28]. En este contexto, algunas dimensiones, como el silencio prosocial, muestran una validez discriminante consistente, mientras que otras, como el silencio aquiescente (o por resignación) y el silencio quiescente (o defensivo), tienden a presentar correlaciones elevadas. Debido a ello, ciertos autores han optado por fusionar ambas en una sola categoría [36].

A partir del marco conceptual expuesto, este estudio se enfoca principalmente en evaluar la validez discriminante entre las distintas dimensiones del silencio de los empleados, haciendo especial énfasis en la distinción entre los constructos identificados como silencio por resignación y

silencio defensivo.

Dada la diversidad de escalas y enfoques empíricos para medir las dimensiones del comportamiento de silencio, se ha decidido emplear la versión más reciente y con reconocimiento internacional, desarrollado por Knoll et al. [17]. En este estudio se lleva a cabo una evaluación detallada de la confiabilidad y validez de cada constructo, con el objetivo de validar esta escala en una muestra hispanohablante del contexto sudamericano, específicamente en Chile, utilizando una muestra de empleados públicos de una organización de gobierno local. Para ello, se aplican pruebas de consistencia interna utilizando el coeficiente Alfa de Cronbach y Omega de McDonald, así como análisis de estructura dimensional a través de métodos factoriales exploratorios y confirmatorios, implementados mediante los programas estadísticos SPSS y AMOS, junto con evaluaciones de validez convergente y discriminante.

Comportamiento de silencio

El comportamiento de silencio ocurre cuando los trabajadores deciden no compartir ideas, información o críticas relacionadas con problemas, procedimientos organizacionales o aspectos de su propio desempeño. Esto incluye casos donde no se comunican errores, injusticias o incumplimientos de normas éticas o legales [20], [18], dando lugar a la supresión de expresiones dirigidas hacia quienes se consideran capaces de modificar dichas situaciones [28]. En este sentido, el silencio puede entenderse como una manifestación del sistema de inhibición conductual, que conduce a la supresión o retención voluntaria de ciertas acciones o comunicaciones [39].

En esta línea, investigaciones han demostrado que estilos de liderazgo negativos fomentan el silencio entre los empleados [28], [40], identificándose una fuerte asociación entre la supervisión abusiva y el comportamiento de silencio, especialmente en trabajadores con alta aceptación de la distancia de poder [21]. Asimismo, además de los factores organizacionales que inducen el silencio desde el ámbito institucional hasta el individual (como el papel de los supervisores, las normas sociales y las creencias implícitas que desalientan la expresión por considerarla riesgosa [20]), también se reconocen motivaciones personales que impulsan a los empleados a guardar silencio en el contexto laboral. Esta perspectiva establece un enfoque que va desde lo individual hacia lo organizacional. Estos motivos individuales han sido conceptualizados como un fenómeno con múltiples dimensiones [3], [4], [42], [25] – [30], y en esta investigación se reconoce la existencia de cuatro constructos relacionados con dicho comportamiento [20]:

- El silencio de aquiescencia por resignación.
- El silencio quiescente o defensivo, por miedo o amenazas.
- El silencio prosocial, por no querer perjudicar a terceras personas.
- El silencio oportunista, por buscar la ventaja personal a costa de perjudicar a terceros.

Cada dimensión corresponde a razones particulares que impulsan el comportamiento de silencio, las cuales serán examinadas detalladamente en este marco teórico. Sin embargo, es relevante señalar que existen dudas respecto a la validez discriminante de estos constructos, debido a la posible superposición entre las motivaciones subyacentes [28], [36]. A pesar de estas controversias, el presente estudio asume la hipótesis teórica de que es factible diferenciar empíricamente estos cuatro constructos relacionados con las causas del silencio, hipótesis que será evaluada a través de un análisis empírico en la sección de resultados.

El silencio resignado o aquiescente en los empleados [30] se caracteriza por la retención pasiva de ideas, opiniones o información relevante, fundamentada en sentimientos de sumisión y aceptación, reflejando una participación reducida y abandono de responsabilidades (es decir, percepción de baja eficacia y sentimientos de desvinculación). En este contexto, los trabajadores no expresan sus opiniones porque creen que sus aportes no son valorados ni bien recibidos por la autoridad dentro de la organización, lo que contribuye a la formación de un clima de silencio donde se reprime la disidencia y se fomenta la conformidad, generando así un distanciamiento entre el empleado y la organización a la que pertenecen.

Se ha sugerido que el silencio por resignación representa una conducta de distanciamiento por parte de aquellos empleados que consideran que mejorar la situación es inviable o no están dispuestos a invertir esfuerzo para modificarla [8], [30], [42]. Para evaluar este motivo específico detrás del comportamiento de silencio, se han desarrollado tres ítems que forman parte de la escala propuesta por Knoll et al. [17], los cuales están validados y adaptados al español.

El silencio defensivo o quiescente en los empleados se manifiesta como una retención deliberada y activa de ideas, datos u opiniones importantes, motivada por mecanismos de autoprotección vinculados al temor, con el fin de salvaguardar la seguridad psicológica del individuo frente a posibles amenazas externas [30], [26], [42]. A diferencia del silencio pasivo y resignado, este tipo de silencio implica una acción consciente de ocultar información relevante para evitar consecuencias negativas. En esta modalidad, los trabajadores están en desacuerdo con ciertas conductas y conocen las posibles soluciones, pero consideran que mantener la información reservada es la opción más segura para su bienestar personal. Para medir este motivo específico del comportamiento silencioso, se han desarrollado tres ítems incluidos en la escala de Knoll et al. [17], los cuales también se han validado y adaptado al español en el mismo artículo.

El silencio prosocial en los empleados se refiere a la decisión consciente de no compartir ideas, datos u opiniones vinculadas al trabajo con la intención de favorecer a otras personas o a la organización misma. Este tipo de conducta activa está impulsada por motivos altruistas o cooperativos [20], [42]. En este contexto, el silencio prosocial se relaciona con comportamientos éticos, ya que en ciertas situaciones el hecho de guardar silencio puede ser considerado útil y adecuado.

Las personas que adoptan un comportamiento de silencio prosocial suelen estar motivadas por razones altruistas, fuertes lazos de pertenencia, la conservación de su capital social o la protección de su identidad dentro del grupo. Sin embargo, también se reconoce que este tipo de silencio puede tener connotaciones éticamente cuestionables cuando se asocia con conductas pro organizacionales que violan normas éticas [20]. En tales casos, los empleados participan en acciones poco éticas con la intención de favorecer a la organización o a sus integrantes, impulsados por una alta identificación con la institución o por relaciones sociales positivas, lo que puede resultar en transgresiones éticas en beneficio del colectivo.

De este modo, las acciones inapropiadas o las violaciones éticas pueden estar vinculadas al silencio prosocial, lo que genera una ambivalencia respecto a su impacto social positivo. Además, este tipo de silencio estaría orientado a salvaguardar activamente el bienestar propio o ajeno, así como a mantener relaciones armoniosas entre individuos y grupos. Para evaluar esta motivación específica del comportamiento de silencio, se han desarrollado tres ítems incluidos en la escala de Knoll et al. [17], los cuales fueron validados y adaptados al español en el mismo artículo.

El silencio oportunista o desviado que adoptan algunos empleados [3], [4], [20] se distingue del silencio aquiescente y del quiescente porque implica el uso estratégico de la retención de información para obtener beneficios personales, incluso si esto perjudica a otros. A diferencia del silencio defensivo, que busca evitar consecuencias negativas, o del silencio resignado, que es una actitud pasiva, el silencio oportunista es una acción intencionada para maximizar ventajas propias. Asimismo, se diferencia del silencio prosocial, ya que su naturaleza es egocéntrica y carece de un propósito colaborativo.

En este sentido, el silencio oportunista se define como una conducta en la que los empleados ocultan información de manera estratégica, entregando datos incompletos para inducir a error a quienes reciben dicha información. Este comportamiento resulta contraproducente en el ámbito laboral, ya que suele estar motivado por la intención de conservar poder y estatus, o bien por el deseo de evitar responsabilidades adicionales. Para medir esta motivación específica del silencio, se han diseñado tres ítems que forman parte de la escala propuesta por [17], detallada en el anexo del artículo en su versión en español.

METODOLOGÍA

El presente estudio parte de la hipótesis de que el comportamiento de silencio está compuesto por cuatro dimensiones distintas o contiene cuatro constructos internos, cada uno relacionado con motivos específicos que impulsan el silencio: resignación, defensivo, prosocial y oportunista.

Con el fin de verificar la validez y confiabilidad empírica de la escala propuesta por [17], se llevó a cabo una evaluación detallada de cada constructo específico, orientada a validar el instrumento en una muestra hispanohablante del contexto sudamericano, en Chile, pertenecientes a una organización pública de tipo gobierno local. Para ello, se aplicaron pruebas de consistencia interna mediante el coeficiente Alfa de Cronbach y el Omega de McDonald, además de análisis factoriales exploratorios y confirmatorios para examinar la estructura dimensional, utilizando los programas estadísticos SPSS y AMOS, junto con los análisis de validez convergente y discriminante mediante AVE. En el análisis factorial exploratorio, se empleó el método de extracción por factores principales, con el objetivo de identificar una estructura latente que respalde la existencia de los cuatro constructos descritos en el marco teórico.

La selección de la muestra se realizó por bola de nieve o cadena, contactando a la encargada de recursos humanos de la organización pública, la cual dirigió la encuesta a su población laboral, incluyendo a 140 participantes hispanohablantes que respondieron a la encuesta en línea a través de la plataforma Google Forms (con 17 datos perdidos debido a no terminar el cuestionario, dejar preguntas sin responder o no pasar los filtros de atención). En cuanto al instrumento de medición, aunque existen diversas escalas empleadas en estudios sobre el silencio organizacional [41], [6], [20], [42], esta investigación utiliza la versión traducida y validada al español por [17], la cual se expone en el anexo del mismo artículo. Dicha escala consta de doce ítems, descritos en el apartado teórico, distribuidos en cuatro constructos con tres ítems asignados a cada uno. La cantidad de la muestra se ajusta a los estándares tradicionales de 10 personas por cada ítem, por lo que los 12 ítems requieren por lo menos 120 personas.

RESULTADOS

En términos demográficos, la muestra presenta niveles educativos con una leve concentración hacia niveles educativos más altos, con un 60,2% de empleados con estudios universitarios completos, un 8,9% con estudios de posgrado, un 0,8% con estudios doctorales, un 18,7% con estudios técnicos de nivel superior y un 11,4% sin estudios de nivel superior. Respecto del género, el 57,7% se identifican como mujer, mientras que un 42,3% se identifica como hombre, con un sesgo leve hacia el género femenino en la muestra. Respecto al tipo de relación contractual, existe una mayor concentración de funcionarios de planta (40,7%), seguida de empleados a honorarios (30,9%) y a contrata anual (26%), siendo el porcentaje restante otro tipo de contratos y convenios (2,4%), por ejemplo, practicantes universitarios. La asimetría negativa de la codificación contractual ($-0,300$) confirma esta tendencia hacia contratos más estables, mientras que la curtosis negativa ($-1,274$) sugiere una distribución relativamente aplanada. En cuanto al grado jerárquico, codificados numéricamente como niveles de responsabilidad (directivos, subdirectivos, jefaturas, subjefaturas, supervisores, encargados de equipo, operarios de primera línea y otros), se observa una media de 2,05 ($DE = 1,877$), con una distribución altamente concentrada en el nivel 1 (65,9%), lo que indica una predominancia de cargos de menor jerarquía y de operarios de primera línea en la muestra. De esta forma, la asimetría positiva elevada (1,728) y la curtosis también positiva (1,647) evidencian una distribución fuertemente sesgada hacia los niveles inferiores. La variable edad presenta una media de 44,67 años ($DE = 12,416$), con un rango amplio entre 22 y 73 años, lo que indica una muestra etariamente diversa. La asimetría leve (0,326) y la curtosis negativa ($-0,810$) sugieren una distribución relativamente equilibrada y ligeramente aplanada. La mayor concentración de casos se observa en tramos medios y altos de edad, destacando valores frecuentes en torno a los 40, 42, 50 y 60 años. Junto con lo anterior, desde el punto de vista organizacional, los participantes se distribuyen en diversas unidades, destacando la Dirección de Desarrollo Comunitario (28,5%) como la más representada, seguida por la Dirección de Obras Municipales (13,8%) y la Dirección de Administración y Finanzas (10,6%), entre otras unidades que presentan menor representación individual, lo que sugiere una muestra heterogénea en términos de pertenencia organizacional, aunque con cierta concentración en áreas específicas. En conjunto, la muestra se caracteriza por una diversidad moderada en variables sociodemográficas, con adecuada representación de género y edad, pero con concentración en niveles jerárquicos bajos y ciertos tipos de contrato de planta. La principal fortaleza de esta muestra es que se compone de un trabajo de campo en una organización reconocida, siendo un gobierno local denominado municipalidad, en la ciudad de Santiago de Chile.

El análisis de confiabilidad y validez se centró en evaluar de manera empírica los cuatro constructos relacionados con las dimensiones del comportamiento de silencio entre empleados en las organizaciones. Este constructo general se define como la conducta voluntaria de retener la comunicación de ideas, sugerencias o problemas vinculados a la organización y sus procesos laborales. El fenómeno del silencio organizacional se entiende como multidimensional, compuesto por cuatro constructos que reflejan diferentes motivos para guardar silencio. Estos son: a) Silencio por resignación (SRG), que se refiere a la retención de información cuando los individuos no esperan ser escuchados; b) Silencio defensivo o por miedo (SMG), que implica ocultar información para evitar riesgos o consecuencias negativas; c) Silencio prosocial (SPSG), que consiste en retener datos para proteger o beneficiar a terceros; y d) Silencio oportunista (SOG), que se caracteriza por el ocultamiento de información para obtener beneficios personales a expensas de otros.

Para medir la consistencia interna de cada subescala vinculada a los constructos específicos mencionados en el marco teórico, se calcularon los coeficientes Alfa de Cronbach y Omega de McDonald para cada dimensión, juntos con su AVE para evaluar la validez convergente. Los resultados indican que las cuatro subescalas, cada una compuesta por tres ítems, presentan un nivel adecuado de confiabilidad. En la [Tabla 1](#) se detallan los valores de Alfa de Cronbach correspondientes a cada constructo, lo que confirma la fiabilidad de los ítems dentro de cada subescala basada en la escala general desarrollada por [17], junto con los valores AVE que confirman su validez convergente:

Tabla 1. Estadísticas de fiabilidad por constructo.

Constructo	Alfa de Cronbach	Omega de McDonald	AVE	N° de elementos
Silencio por Resignación (SRG)	0,86	0,87	0,68	3
Silencio Defensivo (o por Miedo) (SMG)	0,94	0,94	0,83	3
Silencio Prosocial (SPSG)	0,86	0,86	0,68	3
Silencio Oportunista (SOG)	0,71	0,72	0,59	3

Fuente: Elaboración propia a partir de SPSS, con datos de la muestra (N = 264).

Después de confirmar la confiabilidad y validez convergente de cada subescala asociada a los constructos específicos, se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio con el objetivo de verificar la multidimensionalidad de la escala general de silencio de empleados propuesta por [17], intentando identificar la estructura subyacente correspondiente a los cuatro constructos. Sin embargo, los resultados indicaron que no se obtuvieron cuatro factores independientes como se esperaba según las definiciones teóricas presentadas en el marco conceptual de este estudio. Estos hallazgos coinciden con cuestionamientos previos en la literatura sobre la validez discriminante de las motivaciones que subyacen al comportamiento silencioso de los empleados [28], [36], evidenciándose un solapamiento entre el silencio por resignación y el silencio defensivo. Por otro lado, el silencio prosocial y el silencio oportunista mostraron una clara diferenciación y validación discriminante.

Dado que teóricamente el silencio por resignación y el silencio defensivo se diferencian claramente, siendo el primero una forma pasiva de ocultar información basada en sentimientos de desconexión, y el segundo una retención activa motivada por miedo o percepciones de amenaza, se intentó forzar un modelo de cuatro factores. No obstante, ambos constructos siguieron mostrando un alto grado de solapamiento, impidiendo su diferenciación clara. Por esta razón, se decidió proseguir con la evaluación considerando una estructura de tres factores, como se muestra en la [Tabla 2](#), fusionando las dimensiones de silencio por resignación y silencio por miedo en un único constructo combinado, identificado con la codificación SRMG.

Tabla 2. Matriz de factor rotado por factorización de eje principal y comunales matriz de factor rotado^a.

	Factor				
	1	2	3	C.I	C.E.
SR1	0,631*	0,168	0,364	0,566	0,559
SR2	0,807*	0,226	0,173	0,727	0,732
SR3	0,835*	0,138	0,077	0,682	0,723
SM4	0,860*	0,208	0,135	0,802	0,802
SM5	0,877*	0,118	0,224	0,795	0,834
SM6	0,842*	0,099	0,257	0,801	0,785
SPS7	0,194	0,773*	0,134	0,623	0,653
SPS8	0,097	0,890*	0,125	0,646	0,817
SPS9	0,192	0,708*	0,208	0,537	0,581
SO10	0,225	0,162	0,434*	0,281	0,265
SO11	0,089	0,057	0,802*	0,350	0,655
SO12	0,223	0,238	0,530*	0,366	0,388
Método de extracción: factorización de eje principal. Método de rotación: Varimax con normalización Kaiser C.I = Comunalidad Inicial; C.E. Comunalidad de Extracción. ^a La rotación ha convergido en 4 iteraciones.					

Fuente: Elaboración propia mediante SPSS

El análisis factorial exploratorio de la [Tabla 2](#) se estimó mediante el método de factorización de eje principal, complementado con una rotación ortogonal Varimax con normalización Kaiser. La elección de la factorización de eje principal responde a su idoneidad para identificar estructuras latentes subyacentes cuando el interés se centra en la varianza común compartida entre los ítems, en lugar de la varianza total. A diferencia de métodos como el análisis de componentes principales, el método utilizado permite una estimación más precisa de los constructos latentes al excluir la varianza específica y el error de medición. Esta característica es particularmente relevante en estudios psicométricos, donde se asume que los ítems son manifestaciones imperfectas de variables latentes. Adicionalmente, presenta mayor robustez frente a desviaciones de normalidad multivariada, lo que resulta pertinente considerando la evidencia de asimetría y curtosis observada en algunos ítems (especialmente en la dimensión SO, [Tabla 11](#)), reduciendo así el sesgo en la estimación de cargas factoriales. Además, se empleó una rotación Varimax con normalización Kaiser, con el objetivo de obtener una solución factorial más interpretable y parsimoniosa. La rotación Varimax, al ser ortogonal, maximiza la varianza de las cargas factoriales dentro de cada factor, favoreciendo una estructura simple en la que los ítems presentan cargas altas en un único factor y cercanas a cero en los restantes. Esto facilita la identificación clara de las dimensiones subyacentes y es consistente con un enfoque teórico que asume independencia relativa entre los factores. La normalización Kaiser, por su parte, ajusta las cargas factoriales en función de las comunales, evitando que variables con alta varianza dominen la solución, lo que contribuye a una estimación más equilibrada (comunales en [Tabla 2](#)). En este marco, la solución de tres dimensiones muestra una prueba de KMO que logra ser de 0,861 y también la prueba de Bartlett es significativa al 0,000, como se puede ver en la [Tabla 3](#), en que se indica el punto de codo y la línea de recorte basada en autovalor 1, ilustrado en el gráfico de sedimentación de la [Figura 1](#).

Tabla 3. KMO y Bartlett de solución de tres factores.

Medida Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de muestreo					0,861				
Aprox. Chi-cuadrado					1850,974				
Prueba de esfericidad de Bartlett		gl	66						
Sig.		0,000							
Varianza total explicada									
Factor	Autovalores iniciales		Sumas de cargas al cuadrado de la extracción		Sumas de cargas al cuadrado de la rotación				
	Total	% de varianza	% acumulado	Total	% de varianza	% acumulado			
1	5,661	47,176	47,176	5,361	44,677	44,677	4,159	34,658	34,658
2	1,875	15,626	62,802	1,581	13,173	57,850	2,142	17,846	52,504
3	1,281	10,671	73,473	0,851	7,094	64,944	1,493	12,441	64,944
4	0,727	6,056	79,529						
5	0,551	4,590	84,119						
6	0,482	4,016	88,134						
7	0,379	3,155	91,290						
8	0,299	2,492	93,781						
9	0,264	2,201	95,982						
10	0,207	1,722	97,704						
11	0,158	1,315	99,020						
12	0,118	0,980	100,000						
Método de extracción: factorización de eje principal.									

Fuente: Elaboración propia mediante SPSS.

Fuente: Elaboración propia mediante SPSS.

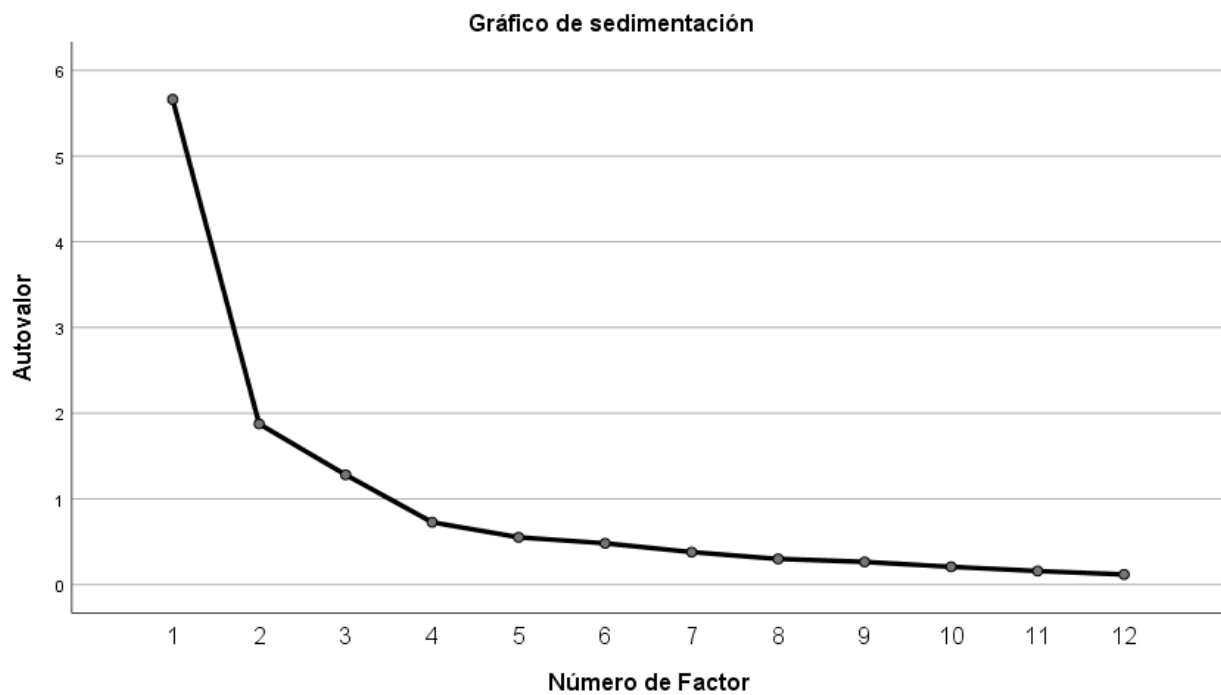


Figura 1. Gráfico de Sedimentación para autovalor y número de factor.

Aunque los resultados sugieren que el comportamiento de silencio se estructura en tres dimensiones, se optó por profundizar en esta hipótesis evaluando la configuración esperada de cuatro factores mediante un análisis factorial confirmatorio, como se muestra en la [Figura 2](#), utilizando un modelo que contempla cuatro constructos específicos.

Fuente: Elaboración propia mediante AMOS.

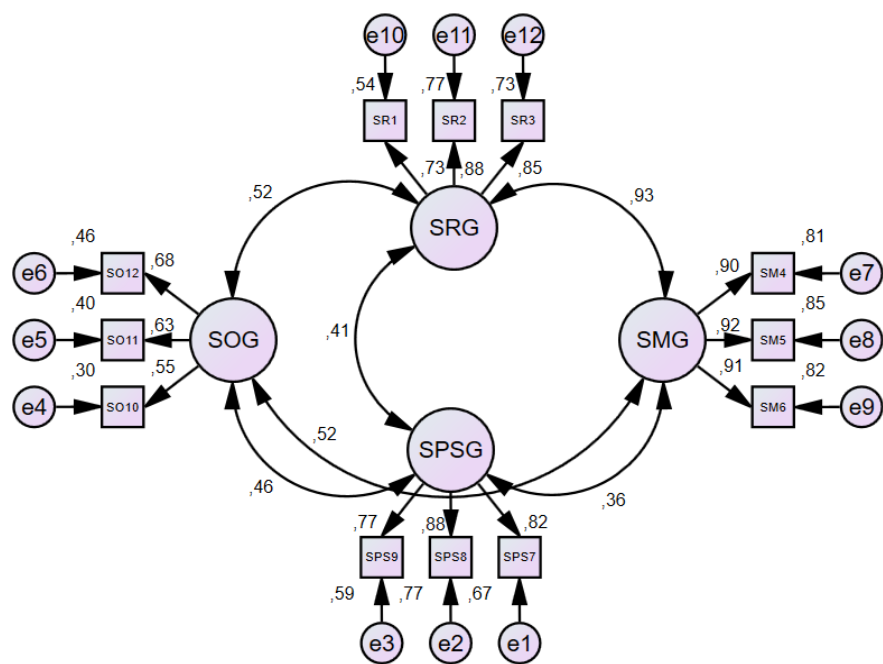


Figura 2. Modelo de cuatro factores.

En este sentido, se probó con 4 factores en el análisis factorial confirmatorio, resultando en un ajuste adecuado del modelo [Tabla 4](#) y [Tabla 5](#).

Tabla 4. Indicadores de ajuste.

Índice	Modelo de 4 Factores
CFI	0,966
IFI	0,966
TLI	0,953
NFI	0,919
RFI	0,889
RMSEA	0,074
IC 90% RMSEA (LO – HI)	0,043 – 0,101
PCLOSE	0,091

Fuente: Elaboración propia mediante AMOS

Sin embargo, no se encontró validez discriminante entre las dimensiones de silencio por resignación y silencio por miedo, como se observa en la [Tabla 5](#), lo que respalda las conclusiones derivadas del Análisis Factorial Exploratorio. A pesar de que el modelo mostró un buen ajuste, el problema de la validez discriminante persiste entre estas dos dimensiones, evidenciado en la matriz de correlaciones basada en el AVE y su raíz cuadrada según el criterio establecido por Fornell y Larcker [10]. En concreto, se confirma una fuerte correlación de 0,933 entre el silencio por resignación y el silencio defensivo.

Tabla 5. Matriz de correlaciones y AVE.

	SRG	SMG	SOG	SPSG
SRG	0,83 (AVE: 0,68)			
SMG	0,933	0,91 (AVE: 0,83)		
SOG	0,520	0,516	0,83 (AVE: 0,68)	
SPSG	0,407	0,363	0,460	0,77 (AVE: 0,59)

Fuente: Elaboración propia mediante AMOS y Excel

Los resultados del análisis factorial exploratorio se ven reforzados al confirmar la superposición existente entre las dimensiones de silencio por resignación (SRG) y silencio defensivo o por miedo (SMG). Esto sugiere la ausencia de validez discriminante entre estos dos constructos. Asimismo, esta conclusión se respalda en la elevada correlación observada entre ellos, que alcanza un valor de 0,933, como se muestra en la [Tabla 5](#) y la [Figura 2](#).

Se optó por adoptar una solución basada en tres dimensiones en lugar de cuatro, combinando los constructos de silencio por resignación y silencio defensivo o por miedo en un único factor denominado SRMG. Una posible razón para esta fusión es que ambos motivos para el silencio, resignación y miedo, pueden coincidir en la percepción de los individuos, ya que el miedo podría inducir a la resignación, y dentro de esta última puede manifestarse un comportamiento defensivo. Esta interpretación está alineada con lo expuesto por Ekman [7], quien indica que las emociones pueden superponerse tanto en su expresión como en sus efectos conductuales, y con la teoría de Fredrickson [11], que propone que las emociones negativas limitan las acciones y promueven conductas de retirada o pasividad. Aunque el silencio por resignación se caracteriza por ser pasivo y el defensivo por ser activo, los datos recolectados no permiten distinguir claramente entre ambos. Por otro lado, las dimensiones de silencio prosocial y silencio oportunista mantienen una validación discriminante clara, por lo que continúan considerándose factores independientes dentro del comportamiento de silencio. En consecuencia, se repitió el Análisis Factorial Confirmatorio empleando un modelo de tres factores, como se muestra en la [Figura 3](#), donde las dimensiones de silencio por resignación y silencio defensivo se integran en un solo constructo denominado silencio por resignación y miedo (SRMG).

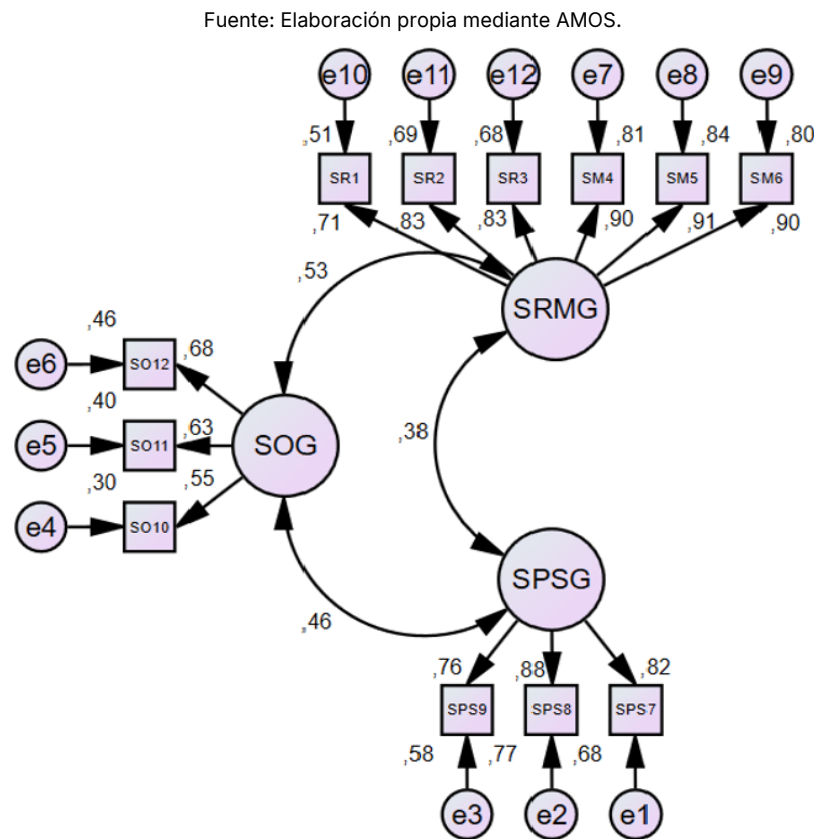


Figura 3. Modelo de tres factores.

Debido a la limitada validez discriminante entre el silencio por resignación (SRG) y el silencio defensivo o por miedo (SMG), y la consiguiente necesidad de combinar ambos en un solo constructo, se recalculó el coeficiente Alfa de Cronbach para los seis ítems correspondientes (Tabla 6). Este análisis arrojó un valor de 0,922, lo que confirma una alta confiabilidad. Por tanto, se decidió conservar los seis ítems fusionados bajo un nuevo factor denominado silencio por resignación y miedo defensivo, identificado en el software SPSS con la sigla SRMG, sin eliminar ningún ítem.

Tabla 6. Silencio por resignación y miedo.

Estadísticas de fiabilidad			
Alfa de Cronbach	Omega de McDonald	AVE	N de elementos
0,939	0,940	0,72	6

Fuente: Elaboración propia mediante SPSS

Como resultado de la combinación de las dimensiones de silencio por resignación y silencio defensivo, se pudo desarrollar un modelo de tres factores mediante el análisis factorial confirmatorio, presentado en la Figura 3, que mostró un ajuste adecuado según los indicadores de la Tabla 7, así como matrices de correlación y raíces del AVE satisfactorias reflejadas en las Tabla 8 y Tabla 9. Este análisis respalda la validez discriminante de un modelo tridimensional compuesto por: silencio prosocial (SPSG), silencio oportunista (SOG), y silencio por resignación y miedo (SRMG). No obstante, esta configuración plantea un desafío teórico, ya que agrupa en un mismo factor dos comportamientos diferentes: la resignación, entendida como una conducta pasiva, y el miedo,

asociado a una respuesta activa. Para clarificar esta dualidad sería necesario profundizar en investigaciones neurocientíficas sobre las emociones y percepciones relacionadas con el silencio, aspecto que no puede ser confirmado con los datos actuales.

Tabla 7. Indicadores de ajuste.

Índice	Modelo de 3 Factores
CFI	0,955
IFI	0,956
TLI	0,942
NFI	0,907
RFI	0,879
RMSEA	0,081
IC 90% RMSEA (LO – HI)	0,054 – 0,108
PCLOSE	0,032

Fuente: Elaboración propia mediante AMOS

Tabla 8. Correlaciones.

			r
SRMG	<-->	SOG	0,525
SRMG	<-->	SPSG	0,382
SOG	<-->	SPSG	0,460

Fuente: Elaboración propia mediante AMOS

Tabla 9. Matriz de correlación y raíz de AVE.

	SRMG	SOG	SPSG
SRMG	0,85 (AVE 0,72)		
SOG	0,525	0,77 (AVE 0,59)	
SPSG	0,382	0,460	0,82 (AVE 0,68)

Fuente: Elaboración propia mediante AMOS y Excel.

En este marco, con el propósito de evaluar la posible presencia de sesgo de método común, se aplicaron dos estrategias complementarias: a) un análisis factorial exploratorio restringido a la extracción de un único factor; y b) un análisis factorial confirmatorio especificando un modelo unidimensional con un solo constructo latente. En primer lugar, el análisis factorial exploratorio con solución de factor único muestra que el porcentaje de varianza total explicada asciende a 43,53% (Tabla 10), valor inferior al umbral de referencia del 50% comúnmente utilizado para inferir la presencia significativa de sesgo de método común mediante la prueba de un solo factor de Harman. Este resultado sugiere que no existe una dominancia de un único factor general que explique la mayor parte de la covarianza entre los ítems. No obstante, es importante matizar esta evidencia considerando que los ítems analizados corresponden a un mismo constructo multidimensional. En este contexto, es esperable la existencia de varianza compartida entre los indicadores. En segundo lugar, se estimó un modelo mediante un análisis factorial confirmatorio, im-

niendo una estructura unidimensional. Los resultados evidencian un ajuste deficiente del modelo a los datos ($RMSEA = 0,182$), valor considerablemente superior a los puntos de corte aceptados en la literatura ($\leq 0,08$). Este hallazgo confirma que la estructura de un solo factor no representa adecuadamente las relaciones entre los ítems, reforzando la evidencia en contra de la existencia de un sesgo de método común sustantivo. En conjunto, los resultados obtenidos a partir del análisis factorial exploratorio y confirmatorio sugieren que el sesgo de método común no constituye una amenaza significativa para la validez de las inferencias derivadas del modelo analizado.

Tabla 10. Análisis factorial exploratorio con factor único.

Varianza total explicada						
Factor	Autovalores iniciales			Sumas de cargas al cuadrado de la extracción		
	Total	% de varianza	% acumulado	Total	% de varianza	% acumulado
1	5,661	47,176	47,176	5,223	43,528	43,528
2	1,875	15,626	62,802			
3	1,281	10,671	73,473			
4	0,727	6,056	79,529			
5	0,551	4,590	84,119			
6	0,482	4,016	88,134			
7	0,379	3,155	91,290			
8	0,299	2,492	93,781			
9	0,264	2,201	95,982			
10	0,207	1,722	97,704			
11	0,158	1,315	99,020			
12	0,118	0,980	100,000			
Método de extracción: factorización de eje principal.						

Fuente: Elaboración propia mediante SPSS.

Junto con lo anterior, se presenta el análisis univariado de los ítems de la escala de silencio del empleado, con énfasis en varianza, asimetría y curtosis, siguiendo criterios psicométricos estándar de normalidad aproximada. En términos de dispersión, los resultados evidencian niveles moderados a altos de varianza en la mayoría de los ítems, lo cual es deseable en escalas tipo Likert, ya que refleja una adecuada capacidad discriminante. En particular, los ítems SM4 (2,478), SR3 (2,340), SR2 (2,318) y SM6 (2,210) presentan las mayores varianzas, mientras que SO12 (1,296), SO11 (1,315) y SO10 (1,856) muestran los valores más bajos (Tabla 11). Este patrón sugiere que los ítems pertenecientes a las dimensiones SR, SM y SPS capturan de manera efectiva la variabilidad individual, mientras que los ítems de la dimensión SO presentan respuestas más homogéneas, posiblemente asociadas a un efecto de piso dado sus bajos promedios. En relación con la asimetría, los ítems de las dimensiones SR, SM y SPS exhiben valores cercanos a cero (rango entre -0,138 y 0,324), lo que indica distribuciones aproximadamente simétricas y ausencia

de acumulación extrema en categorías de respuesta. En contraste, los ítems de la dimensión SO presentan asimetría positiva marcada ($SO10 = 0,957$; $SO11 = 1,188$; $SO12 = 1,630$), evidenciando una concentración de respuestas en los valores inferiores de la escala (categorías 1 y 2). Este patrón sugiere una baja prevalencia del comportamiento medido, así como la posible presencia de efecto de piso y restricción de rango. En cuanto a la curtosis, los ítems SR, SM y SPS presentan valores negativos (entre $-1,215$ y $-1,540$), indicando distribuciones más aplanadas que la distribución normal y con mayor dispersión relativa de las respuestas. Por el contrario, los ítems de la dimensión SO muestran un patrón creciente de curtosis, desde valores cercanos a la normalidad ($SO10 = -0,390$) hasta valores positivos ($SO11 = 0,607$; $SO12 = 1,843$), lo que refleja una mayor concentración de respuestas en torno a ciertos valores y la presencia de picos más pronunciados, especialmente en el ítem SO12. En términos de normalidad univariada, todos los ítems cumplen con los criterios establecidos, sin evidenciar violaciones severas (valores absolutos de asimetría < 2 y curtosis < 7). No obstante, se observan diferencias relevantes entre dimensiones: mientras que los ítems SR, SM y SPS presentan una normalidad aceptable, los ítems SO, particularmente SO12, muestran desviaciones que podrían afectar ciertos supuestos estadísticos en análisis multivariados, razón por la cual se aplicó el enfoque del método de factorización de eje principal, complementado con una rotación ortogonal Varimax con normalización Kaiser, como se explicó anteriormente. A continuación, en la [Tabla 11](#) se detallan los datos del análisis.

Tabla 11. Estadísticos descriptivos.

	Media		Desv. Desviación		Varianza		Asimetría		Curtosis	
	Estadístico	Desv. Error	Estadístico	Desv. Error	Estadístico	Desv. Error	Estadístico	Desv. Error	Estadístico	Desv. Error
SR1	2,81	0,130	1,445	0,218	2,088	0,217	-1,297	0,433	-1,297	0,433
SR2	3,16	0,137	1,522	0,218	2,318	-0,138	-1,474	0,433	-1,474	0,433
SR3	2,93	0,138	1,530	0,218	2,340	0,097	-1,469	0,433	-1,469	0,433
SM4	2,93	0,142	1,574	0,218	2,478	0,071	-1,540	0,433	-1,540	0,433
SM5	2,87	0,130	1,443	0,218	2,081	0,131	-1,281	0,433	-1,281	0,433
SM6	2,77	0,134	1,487	0,218	2,210	0,324	-1,242	0,433	-1,242	0,433
SPS7	2,80	0,127	1,406	0,218	1,978	0,210	-1,215	0,433	-1,215	0,433
SPS8	2,92	0,128	1,418	0,218	2,010	0,041	-1,283	0,433	-1,283	0,433
SPS9	3,01	0,127	1,411	0,218	1,992	0,057	-1,247	0,433	-1,247	0,433
SO10	2,11	0,123	1,362	0,218	1,856	0,957	-0,390	0,433	-0,390	0,433
SO11	1,89	0,103	1,147	0,218	1,315	1,188	0,607	0,433	0,607	0,433
SO12	1,73	0,103	1,139	0,218	1,296	1,630	1,843	0,433	1,843	0,433

Fuente: Elaboración propia mediante SPSS.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos invitan a reconsiderar la diferenciación teórica entre el silencio por resignación y el silencio defensivo, evidenciando dos posibles dificultades en la estructura de cuatro factores. En primer lugar, podría existir una deficiencia en la redacción de los ítems de la escala adaptada al español, que dificulta la discriminación entre estas dos formas de silencio. En segundo término, podría tratarse de un problema conceptual relacionado con la estrecha relación entre resignación y miedo, lo que implicaría la necesidad de revisar y ajustar la distinción analítica que fundamenta la separación de ambos constructos.

Diversas investigaciones han evidenciado que las dimensiones del silencio de los empleados por resignación y por miedo o razones defensivas presentan una estructura factorial que se superpone, mostrando una alta correlación entre ambos factores [9], [32], [34], [35], [36]. En varios estudios, estos constructos se han combinado en una sola dimensión o han mostrado correlaciones extremadamente elevadas, como una correlación de 0,98 reportada en [36]. Estos resultados son coherentes con los datos de la presente investigación, donde se encontró una correlación de 0,93 entre ambos. Aunque esto no niega que el silencio laboral sea un fenómeno con múltiples dimensiones [42], sí plantea dudas acerca de la verdadera naturaleza y delimitación de dichas dimensiones.

De esta forma, los constructos basados en la resignación y el miedo comparten una característica común: una orientación negativa de tipo destructivo o antisocial que impulsa a distanciarse, desconectarse, rechazar o evitar situaciones. Esta dinámica contrasta claramente con la dimensión prosocial, que está orientada hacia la conexión y el apoyo a otros en beneficio del grupo o de terceros. Asimismo, se distingue del silencio oportunista, cuyo propósito principal es obtener ventajas personales.

De este modo, el modelo original planteado por Van Dyne, Ang y Botero [42] y posteriormente utilizado por [17] no encontró respaldo en los resultados de este estudio. Aunque se reconoce ampliamente la importancia del comportamiento de silencio, persiste una falta de coherencia tanto teórica como empírica respecto a los constructos incluidos en la escala. Una posible explicación, según Morrison [28], es que los motivos que impulsan el silencio no son necesariamente mutuamente excluyentes, lo que provoca solapamientos y altas correlaciones entre ellos.

Entre las principales limitaciones de este estudio se destaca el uso de una muestra por conveniencia y un tamaño relativamente pequeño de 123 participantes. Por ello, incrementar el número de sujetos sería fundamental para validar estos resultados, además de implementar experimentos con estímulos aleatorios que permitan evaluar la generalizabilidad a poblaciones más amplias. Dado que el comportamiento de silencio es un fenómeno difícil de observar directamente, los autorreportes constituyen una de las pocas herramientas disponibles, mientras que la observación por parte de supervisores o métodos etnográficos en el lugar de trabajo presentan restricciones. No obstante, un entendimiento más profundo podría alcanzarse mediante investigaciones cualitativas, tales como entrevistas o grupos focales, que aportarían un valioso complemento a los datos obtenidos en las encuestas. Junto con lo anterior, otra limitación metodológica del estudio se relaciona con el uso de correlaciones de Pearson en lugar de correlaciones policóricas. Si bien los ítems individuales de tipo Likert son, en sentido estricto, variables ordinales, en este estudio se optó por tratarlos como aproximaciones a variables continuas, siguiendo una práctica amplia-

mente aceptada en psicometría y comportamiento organizacional, especialmente cuando las escalas están compuestas por múltiples ítems y presentan propiedades distributivas adecuadas (por ejemplo, ausencia de asimetrías y curtosis extremas). Bajo estas condiciones, la tradición académica en comportamiento organizacional ha considerado que las correlaciones de Pearson tienden a ofrecer estimaciones robustas y comparables a las policóricas, sin introducir sesgos sustantivos en los resultados. No obstante, se reconoce que el uso de correlaciones policóricas podría capturar de manera más precisa la naturaleza ordinal subyacente de los datos, particularmente en presencia de distribuciones no normales o categorías de respuesta altamente concentradas. En consecuencia, se sugiere que futuras investigaciones consideren la estimación de matrices policóricas como análisis de robustez, con el fin de contrastar la estabilidad de la estructura factorial obtenida.

La ausencia de validez discriminante entre el silencio motivado por resignación y por miedo en los empleados podría explorarse desde enfoques neurocientíficos y psicológicos, analizando cómo se procesan estas emociones a nivel cerebral y mental para identificar sus diferencias empíricas. Según Ekman [7], aunque emociones básicas como el miedo presentan expresiones universales y definidas, pueden confundirse con reacciones emocionales vinculadas a la retirada, como la resignación. Asimismo, Fredrickson [11] señala que las emociones modulan el comportamiento a través de mecanismos que expanden o limitan la capacidad de pensar y actuar, lo que podría explicar la superposición observada entre miedo y resignación en el contexto del silencio laboral. Además, se podría considerar la revisión y reestructuración de los ítems de la escala para reflejar mejor la distinción teórica original, apoyándose en estudios cualitativos o consultas a expertos para mejorar su precisión.

Finalmente, se puede afirmar que el comportamiento de silencio corresponde a un fenómeno con múltiples dimensiones. No obstante, los resultados no respaldan la cantidad de dimensiones que se esperaban teóricamente, lo cual podría atribuirse a dificultades en la traducción y formulación de los ítems en la versión en español, o bien a la necesidad de revisar conceptualmente la conexión entre el silencio motivado por resignación y el provocado por miedo. Aun así, los datos no descartan que resignación y miedo sean motivos diferenciados para el silencio, siempre y cuando se tengan en cuenta las correlaciones y la cercanía psicológica entre ambas experiencias. La distinción conceptual entre la pasividad propia de la resignación y la actividad vinculada al miedo o a la defensa podría existir, aunque también solaparse en la percepción individual basada en el auto-reporte.

En definitiva, este estudio no aporta pruebas cuantitativas suficientes que permitan considerar el silencio motivado por resignación y el basado en el miedo como dos fenómenos totalmente independientes. Por ello, se sugiere la existencia de un constructo combinado que agrupe ambos motivos, denominado silencio por resignación y miedo, diferenciándolo de otros constructos que se fundamentan en causas distintas del comportamiento de silencio.

Financiamiento

Los autores declaran no haber recibido financiamiento para este trabajo.

REFERENCIAS

- [1] Ch. Argyris y D.A. Schön, "Organizational learning: A theory of action perspective ", *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, no. 77-78, pp. 345–348, 1997, <https://doi.org/10.2307/40183951> [↑]
- [2] K. Bogart and N. Stein, "Breaking the silence: Sexual harassment in education," *Peabody Journal of Education*, vol. 64, no. 4, pp. 146–163, 1987, <https://doi.org/10.1080/01619568709538575> [↑]
- [3] C. Brinsfield, "“Employee silence: Investigation of dimensionality, development of measures, and examination of related factors,”" Doctoral Dissertation, The Ohio State University, Columbus, Ohio, USA, 2009. [↑]
- [4] C.T. Brinsfield, "Employee silence motives: Investigation of dimensionality and development of measures," *Journal of Organizational Behavior*, vol. 34, no. 5, pp. 671–697, 2012, <https://doi.org/10.1002/job.1829> [↑]
- [5] L.M. Cortina and V.J. Magley, "Raising voice, risking retaliation: Events following interpersonal mistreatment in the workplace," *Journal of Occupational Health Psychology*, vol. 8, no. 4, pp. 247–265, 2003, <https://doi.org/10.1037/1076-8998.8.4.247> [↑]
- [6] J.R. Detert and A.C. Edmondson, "Implicit voice theories taken-for granted rules of self censorship at work," *Academy of Management Journal*, vol. 54, no. 3, 2011, <https://doi.org/10.5465/amj.2011.61967925> [↑]
- [7] P. Ekman, "An argument for basic emotions," *Cognition and Emotion*, vol. 6, no. 3-4, pp. 169-200, 1992, <https://doi.org/10.1080/02699939208411068> [↑]
- [8] D. Farrell, "Exit, voice, loyalty, and neglect as responses to job dissatisfaction: A multidimensional scaling study," *Academy of Management Journal*, vol. 26, no.4, pp. 596–607, 1983, <https://doi.org/10.5465/255909> [↑]
- [9] T. Fatima, M. Ilyas, C.A. Rehman, and M.K. Imran, "Empirical investigation of relationship between workplace ostracism and employee silence: A test of mediating effects of self-esteem and meaningful existence in context of public sector universities in Punjab," *Abasyn Journal of Social Sciences*, vol. 10, no. 1, pp. 111-128, 2017. [↑]
- [10] C. Fornell and D.F. Larcker, "Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error," *Journal of Marketing Research*, vol. 18, no. 1, pp. 39-50, 1981, <https://doi.org/10.2307/3151312> [↑]
- [11] B.L. Fredrickson, "The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions," *American Psychologist*, vol. 56, no. 3, pp. 218–226, 2001, <https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.3.218> [↑]
- [12] L. Hao, H. Zhu, Y. He, J. Duan, T. Zhao, and H. Meng, "When is silence golden? A meta-analysis on antecedents and outcomes of employee silence," *Journal of Business and Psychology*, vol. 37, pp.1039-1063, 2022, <https://doi.org/10.1007/s10869-021-09788-7> [↑]
- [13] M.S. Hershcovis, I. Vranjes, J.L. Berdahl, and L.M. Cortina, "See no evil, hear no evil, speak no evil. Theorizing network silence around sexual harassment," *Journal of applied Psychology*, vol. 106, no. 12, pp.1834-1847, 2021. [↑]

- [14] H. Hirschman, *Exit, Voice, and Loyalty: Responses to Decline in Firms, Organizations, and States*, Cambridge, USA: Harvard University Press, 1970, p. 176. [↑]
- [15] C. Kiewitz, S.L. Restubog, M.K. Shoss, P.R. Garcia, and R.L. Tang, "Suffering in Silence: Investigating the role of fear in the relationship between abusive supervision and defensive silence," *Journal of Applied Psychology*, vol. 101, no. 5, pp. 731-742, 2016. [↑]
- [16] M. Kirrane, D. O'Shea, F. Buckley, A. Grazi, and J. Prout, "Investigating the role of discrete emotions in silence versus speaking up," *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol. 90, no. 3, pp. 354-378, 2017, <https://doi.org/10.1111/joop.12175> [↑]
- [17] M. Knoll et al., "International differences in employee silence motives: scale validation, prevalence, and relationships with culture characteristics across 33 countries," *Journal of Organizational Behavior*, vol. 42, no. 5, pp. 619-648, 2021, <https://doi.org/10.1002/job.2512> [↑]
- [18] M. Knoll, P. Neves, B. Schyns, and B. Meyer, "A multi-level approach to direct and indirect relationships between organizational voice climate, team manager openness, implicit voice theories, and silence," *Applied Psychology*, vol. 70, no. 2, pp. 606-642, 2021, <https://doi.org/10.1111/apps.12242> [↑]
- [19] M. Knoll and T. Redman, "Does the presence of voice imply the absence of silence? The necessity to consider employees' affective attachment and job engagement," *Human Resource Management*, vol. 55, no. 5, pp. 829-844, 2016, <https://doi.org/10.1002/hrm.21744> [↑]
- [20] M. Knoll and R. Van Dick, "Do I hear the whistle...? A first attempt to measure four forms of employee silence and their correlates," *Journal of Business Ethics*, vol. 113, no. 2, pp. 349-362, 2013, <https://doi.org/10.1007/s10551-012-1308-4> [↑]
- [21] L.W. Lam and A.J. Xu, "Power imbalance and employee silence: the role of abusive leadership, power distance orientation, and perceived organisational politics," *Applied Psychology*, vol. 68, no.3, pp. 513-46, 2019, <https://doi.org/10.1111/apps.12170> [↑]
- [22] C. Li, Q. Wu, D. Gu, and S. Ni, "Trauma exposure and depression among frontline health professionals during COVID-19 outbreak in China: the role of intrusive rumination and organizational silence," *BMC Psychiatry*, vol. 22, Art. no. 366, 2022, <https://doi.org/10.1186/s12888-022-04011-0> [↑]
- [23] Z. Liu, W. Lyu, S. Irfan, M. Sarmad, A. Ayub, and M. Ishaq, "Investigating employee silence in service organizations: A moderation analysis," *International Journal of Stress Management*, vol. 30, no. 1, pp. 1-5, 2023, <https://doi.org/10.1037/str0000266> [↑]
- [24] K. Mignonac, O. Herrbach, C. Serrano Archimi, and C. Manville, "Navigating ambivalence: Perceived organizational prestige-support discrepancy and its relation to employee cynicism and silence," *Journal of Management Studies*, vol. 55, no. 5, pp. 837-872, 2018, <https://doi.org/10.1111/joms.12330> [↑]
- [25] F.J. Milliken, E.W. Morrison, and P. F. Hewlin, "An exploratory study of employee silence: Issues that employees don't communicate upward and why," *Journal of Management Studies*, vol. 40, no. 6, pp. 1453-1476, 2003, <https://doi.org/10.1111/1467-6486.00387> [↑]
- [26] E.W. Morrison and F.J. Milliken, "Organizational silence: a barrier to change and development in a pluralistic world," *Academy of Management Review*, vol. 25, no. 4, 2000,

<https://doi.org/10.2307/259200> [†]

- [27] E.W. Morrison, "Employee voice behavior Integration and directions for future research," *Academy of Management Annals*, vol. 5, no. 1, 2011, <https://doi.org/10.5465/19416520.2011.574506> [†]
- [28] E.W. Morrison, "Employee voice and silence: Taking stock a decade later," *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, vol. 10, pp. 79-107, 2023, <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-120920-054654> [†]
- [29] L. Perlow and S. Williams, "Is silence killing your company?," *IEEE Engineering Management Review*, vol. 31, no. 4, pp. 18-18, 2003, <https://doi.org/10.1109/EMR.2003.24935> [†]
- [30] C.C. Pinder and K.P. Harlos, "Employee silence: quiescence and acquiescence as responses to perceived injustice," *Research in Personnel and Human Resources Management*, vol. 20, UK: Emerald Group Publishing Limited, 2001, pp.331–369, [https://doi.org/10.1016/S0742-7301\(01\)20007-3](https://doi.org/10.1016/S0742-7301(01)20007-3) [†]
- [31] R. Prouska and A. Psychogios, "Do not say a word! Conceptualizing employee silence in a long-term crisis context," *The International Journal of Human Resource Management*, vol. 29, no. 5, pp. 885–914, 2018, <https://doi.org/10.1080/09585192.2016.1212913> [†]
- [32] J. Rhee, A. Dedahanov, and D. Lee, "Relationships among power distance, collectivism, punishment, and acquiescent, defensive, or prosocial silence," *Social Behavior and Personality: an International Journal*, vol. 42, no. 5, pp. 705-720, 2014, <https://doi.org/10.2224/sbp.2014.42.5.705> [†]
- [33] G.R. Rothwell and J.N. Baldwin, "Ethical climate theory, whistle-blowing, and the code of silence in police agencies in the state of Georgia," *Journal of Business Ethics*, vol. 70, pp. 341-361, 2007, <https://doi.org/10.1007/s10551-006-9114-5> [†]
- [34] A.M. Sabino, *Comprometimento organizacional e estratégias comportamentais: Da abordagem clássica ao papel mediador do silêncio*, Tese Doutor, Universidade de Lisboa, Instituto Superior de Ciências Sociais e Políticas, Lisboa, Portugal, 2015 [†]
- [35] A. Sabino, F. Nogueira, and F. Cesário, "An extension to the EVLN model The role of employees' silence," *Management Research: The Journal of the Iberoamerican Academy of Management*, vol. 17, no. 3, pp. 266-282, 2019, <https://doi.org/10.1108/MRJIAM-04-2018-0829> [†]
- [36] A. Sabino and F. Cesário, "Van Dyne, Ang and Botero (2003) Employees Silence Scale Testing for factorial validity and invariance in Portugal," *Análise Psicológica*, vol. 37, no.4, 2019, <https://doi.org/10.14417/ap.1641> [†]
- [37] M. Sahabuddin, Q. Tan, A. Ayub, T. Fatima, M. Ishaq, and A. J. Khan, "Workplace ostracism and employee silence: an identity-based perspective," *Kybernetes*, vol. 52, no. 1, pp. 97-120, 2023, <https://doi.org/10.1108/K-04-2021-0306> [†]
- [38] E. Schweiger and K. Tomiak, "Researching silence: A methodological inquiry," *Millennium: Journal of International Studies*, vol. 50, no. 3, pp. 623-646, 2022, <https://doi.org/10.1177/030582982210839> [†]
- [39] E. N. Sherf, M. P. Parke, and S. Isaakyan, "Distinguishing voice and silence at work: unique relationships with perceived impact, psychological safety and burnout," *Academy of Management Journal*, vol. 64, no. 1, pp. 114–148, 2021, <https://doi.org/10.5465/amj.2018.1428> [†]

- [40] B. Szkudlarek and M. Alvesson, "Doing silence: how silence is produced in meetings, " *Academy of Management Learning y Education*, vol. 23, no. 2, pp. 304-324, 2024, <https://doi.org/10.5465/amle.2021.0521.8> [↑]
- [41] S. Tangirala and R. Ramanujam, "Exploring nonlinearity in employee voice: The effects of personal control and organizational identification, " *Academy of Management Journal*, vol. 51, no. 6, 2008, <https://doi.org/10.5465/amj.2008.35732719> [↑]
- [42] L. Van Dyne, S. Ang, and I. C. Botero, "Conceptualizing employee silence and employee voice as multi-dimensional constructs, " *Journal of Management Studies*, vol. 40, no. 6, pp. 1359-1392, 2003, <https://doi.org/10.1111/1467-6486.00384> [↑]