

Adaptación y Validación de la Versión en Español de la Escala de Justificación del Sistema: Evaluación Psicométrica en Tres Muestras Chilenas

Adaptation and Validation of the Spanish Version of the System Justification Scale: A Psychometric Assessment in Three Chilean Samples

Joaquín Bahamondes¹ y Jaime Barrientos²

Resumen

La tendencia a legitimar el statu quo ha sido medida de múltiples formas y en diversos contextos. Pese a esto, la Escala de Justificación del Sistema General (EJS) no cuenta con evaluaciones psicométricas en poblaciones hispanoparlantes. Para abordar este vacío, se llevaron a cabo tres estudios, analizando datos de un total combinado de 2288 participantes, con el propósito de adaptar y validar este instrumento, ampliamente utilizado en la literatura, al contexto chileno. En los tres estudios, el modelo unifactorial mostró índices satisfactorios de ajuste, y se evidenció invarianza métrica por sexo y grupo étnico. Además, el instrumento muestra evidencia de validez externa, al correlacionar con (pero distinguiéndose de) la confianza institucional, la identificación nacional, el nacionalismo y el patriotismo. Se concluye que la EJS constituye un instrumento útil para la medición de la tendencia a legitimar el sistema social. No obstante, se discuten tanto sus bondades como algunas limitantes.

Palabras clave: justificación del Sistema, Escala de Justificación del Sistema, invarianza métrica, estudio de validación, Chile

Abstract

The tendency to legitimize the status quo has been measured in multiple ways and across diverse contexts. Despite this, the General System Justification Scale (GSJ) has not undergone psychometric evaluations in Spanish-speaking populations. To address this gap, three studies were conducted with the purpose of adapting and validating this widely used instrument in the Chilean context, analyzing data from a combined total of 2,288 participants. Across the three studies, the unidimensional model obtained satisfactory fit indices, and measurement invariance by sex and ethnic group was evidenced. Furthermore, results show evidence of external validity, as the GSJ correlated with (but was psychometrically distinct from) institutional trust, national identification, nationalism, and patriotism. We conclude that the GSJ constitutes a useful scale for measuring the tendency to legitimize the social system. Nevertheless, both its strengths and limitations are discussed.

Keywords: system justification, System Justification Scale, measurement invariance, validation study, Chile

Este trabajo fue financiado por ANID a través del FONDECYT de iniciación #11230903, adjudicado por el primer autor, un proyecto VRIDT de iniciación en investigación #073/2021 de la Universidad Católica del Norte, adjudicado por el primer autor, y un FONDECYT regular #1140887, adjudicado por el segundo autor.

¹Ph.D. in Psychology. Académico, Escuela de Psicología, Universidad Católica del Norte. Oficina 212, Escuela de Psicología (X-2), Av. Angamos, 0610, Antofagasta. Tel.: +56996197039. Correo: jbahamondes@ucn.cl ORCID 0000-0002-3777-8233 (Autor de correspondencia)

²Ph.D. en Psicología. Profesor titular, Facultad de Psicología, Universidad Alberto Hurtado. Almirante Barroso 10, Santiago Centro, Facultad de Psicología. Tel.: +56 9 8199 3797. Correo: jbarrientos@uahurtado.cl ORCID 0000-0001-8497-3552

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°74 · Vol. 4 · 109-124 · 2024

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

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

Introducción

El mundo contemporáneo se encuentra inmerso en una ola de descontento y agitación social. En la última década, hemos sido testigos de un estallido de protestas sociales en países como Chile, Líbano, Perú, Francia, Irak y Hong Kong, que abogan por un cambio en las estructuras sociales y políticas que sustentan grandes inequidades y la concentración del poder (Ortiz & Saenz, 2021). Frente a esta coyuntura, es natural preguntarnos por qué, incluso frente a la vasta evidencia de las inequidades sociales (United Nations Development Program, 2024), y en tiempos de manifestaciones masivas a favor del cambio social, las personas defienden el *statu quo*. Para dar respuesta a esta pregunta, la teoría de la justificación del sistema (System Justification Theory; Jost, 2020; Jost & Banaji, 1994), plantea que las personas, en diferentes grados, tienden a percibir el orden social en el que viven como justo y legítimo. Sin embargo, ¿qué sucede cuando dicho orden social sustenta, de facto, injusticias sistemáticas? La teoría sostiene que, a pesar de la evidencia generalizada de injusticia social, las personas tienden a racionalizar y justificar el sistema sociopolítico existente con el fin de mantener una sensación de certidumbre epistémica que les proporcione orden cognitivo y sensación de control (Jost & Krochik, 2014; Vargas-Salfate, 2019), evitar sensaciones de amenaza existencial para mantener una percepción de seguridad personal (Hennes et al., 2012; Jost & Hunyady, 2005), y sostener una visión compartida de la realidad (Jost et al., 2008), que a su vez permite reducir potenciales conflictos interpersonales (Bahamondes et al., 2021). Más de dos décadas de evidencia dan soporte a estas funciones de confort psicológico, las que, según se ha evidenciado, ocurren a través de diversos mecanismos (para una revisión, ver Napier et al., 2020).

La importancia del estudio de la justificación del sistema tiene implicaciones más allá de su rol psicológico, dado que conocer el estado de la legitimidad percibida en una población es fundamental no sólo para comprender el punto en el que las sociedades gozan de armonía política y social (Friedkin, 2004; Tyler, 2006), sino también para esclarecer las condiciones bajo las cuales, y en qué medida, esta armonía es ideológica—es decir,

ejerce la función hegemónica de enmascarar relaciones de opresión de unos grupos sobre otros (Jost, 2020; Sidanius & Pratto, 1999). En este sentido, se ha observado que la justificación del *statu quo* está estrechamente asociada al conservadurismo político (Jost et al., 2003), a prejuicios hacia grupos minorizados (Jost et al., 2004), a la resistencia al cambio social progresista (Osborne et al., 2019) y al bienestar subjetivo (Jost & Hunyady, 2003; Napier et al., 2020). Asimismo, se ha observado que la justificación del sistema aumenta la probabilidad de internalizar apreciaciones negativas de la propia identidad minorizada en diversas poblaciones oprimidas (e.g., Bahamondes, 2016; Bahamondes et al., 2019; Rivera-Pichardo et al., 2022).

La medición de la justificación del sistema

Inicialmente, el sustento empírico de la teoría provenía principalmente de la literatura experimental (Friesen et al., 2019; para una crítica, ver Sotola & Credé, 2022). No obstante, los estudios basados en encuestas han proliferado en este campo, para lo que ha resultado fundamental el desarrollo de medidas cuyas aplicaciones cuenten con validez y precisión. Con estos fines, se han utilizado diversos instrumentos para evaluar el apoyo a diversos aspectos del *statu quo*, tales como medidas de conservadurismo político, la legitimación de la desigualdad, el apoyo a la ética protestante del trabajo, creencias en la meritocracia descriptiva, el sexismo ambivalente, tendencias autoritarias o la preferencia por jerarquías sociales fuertes (Jost & Hunyady, 2005).

Una de las medidas más ampliamente utilizadas durante más de dos décadas corresponde a la escala de justificación del sistema general (Kay & Jost, 2003), la cual abreviaremos como EJS. Esta escala fue diseñada para medir el grado en el que las personas perciben el sistema socio-político en el que viven como justo y legítimo. A pesar de su extendido uso, los estudios psicométricos que evalúan la validez y fiabilidad de las aplicaciones de la EJS son relativamente recientes y, en el caso del mundo hispanoparlante, prácticamente inexistentes.

El primer estudio psicométrico de la EJS se llevó a cabo en una muestra de estudiantes italiana/os, investigación que reportó un buen ajuste relativo de la estructura unidimensional

hipotetizada (Roccatto et al., 2014). Dicha investigación fue seguida de diversas aplicaciones que han reportado problemas con los dos ítems inversos, tanto para la versión general de la escala (Vargas-Salfate, 2019), como para algunas de sus adaptaciones (Hässler et al., 2019; Rutto et al., 2013). La aplicación original evidenció una adecuada consistencia interna ($\alpha=.87$), y evidencia de validez externa, al correlacionar significativamente con constructos altamente relacionados, como la creencia en un mundo justo (Kay & Jost, 2003). Del mismo modo, las aplicaciones posteriores aquí descritas, provenientes de distintos contextos, mostraron índices de fiabilidad ($\alpha=.81 - .88$ y $\omega=.82 - .88$) y de ajuste a los datos (CFI=.95 - .99, RMSEA=.04 - .12) adecuados para la solución unifactorial.

Un estudio más reciente (Vesper et al., 2022), llevado a cabo en 33 países, investigó la invarianza métrica intercultural de la EJS; Es decir, la medida en que este constructo es comprendido de forma similar en distintos contextos, de modo que las comparaciones interculturales tengan sentido. Los resultados indicaron que la escala presenta variabilidad métrica (o “no invarianza”). No obstante, una reciente discusión (acompañada de evidencia sobre la EJS) planteada por Kusano, Napier y Jost (2024) cuestiona la rigidez de los tests de invarianza métrica en el contexto de las comparaciones interculturales, destacando el rol de la red nomológica de un constructo estudiado para informar respecto de la validez externa. Por esto, se recomendaría tratar con particular cuidado las comparaciones entre puntajes provenientes de distintos contextos, y considerar el desarrollo de nuevas escalas diseñadas para la comparación intercultural, o al menos discutir la naturaleza del significado local de los constructos que medimos; En este caso, la justificación del *statu quo*.

De modo similar, también se puede examinar la invarianza entre grupos dentro de un mismo contexto. Esto último escasea en la literatura en general, y resulta particularmente relevante, dado que las comparaciones intergrupales son cruciales para la comprensión de los mecanismos descritos por la teoría de la justificación del sistema. Por esto, son necesarios los estudios que evalúen tanto la consistencia interna como la validez de este instrumento, así como su comportamiento diferenciado por grupo en sus entornos sociopolíticos de aplicación, a la vez que se presta

atención a la vinculación de la variable de interés con su red nomológica.

El presente estudio

En contextos hispanoparlantes, se ha evaluado la validez de múltiples escalas para medir constructos relacionados, tales como la escala de autoritarismo de derechas (Cárdenas & Parra, 2010), orientación a la dominancia social (Cárdenas et al., 2010), y la justificación del sistema económico (Jaume et al., 2012), entre otras. No obstante, la escala más ampliamente utilizada para medir la tendencia a justificar el *statu quo* es la escala de justificación del sistema general (o difuso; EJS), cuyas propiedades psicométricas no han sido evaluadas con datos provenientes de muestras hispanoparlantes.

Para abordar este vacío, proveer de una estructura y ciertas recomendaciones de aplicación local, el presente estudio se propone examinar las propiedades psicométricas de la EJS en Chile. Con este fin, llevamos a cabo un análisis de tres muestras independientes, lo cual nos permitirá evaluar el comportamiento de la escala en un conjunto heterogéneo de sujetos. Específicamente, hipotetizamos que, en vista de lo observado en aplicaciones anteriores,

H₁. La EJS ajustará adecuadamente a los datos en su versión unifactorial (hipótesis estructural). Por otra parte, esperamos que:

H₂. La EJS presente invarianza métrica por sexo y grupo étnico (hipótesis de invarianza).

Desde sus inicios, la teoría ha sido cuestionada por postular que la motivación por justificar el sistema sea distinta de aquellas que buscan defender aspectos de la propia identidad (Reynolds et al., 2013). Por ejemplo, algunos autores han planteado que la justificación del sistema general no sería otra cosa que la identificación con una categoría superordinada (Owuamalam et al., 2019), como el nacionalismo (o identificación nacional; Moscato et al., 2020). A la fecha, sin embargo, no se han realizado evaluaciones psicométricas que permitan establecer si éstas corresponden a un mismo factor, o a dimensiones distintas pero correlacionadas. Por esto, evaluamos una hipótesis relativa a la validez convergente/discriminante del constructo, para la cual predecimos que:

H₃. La EJS correlacionará positivamente con constructos conceptualmente asociados, a la vez

que mantiene su independencia métrica (hipótesis discriminante).

Finalmente, se observará con particular atención el comportamiento de los ítems inversos de la escala (3 y 7), dada la evidencia de baja fiabilidad observada.

Estrategia de análisis

Con el propósito de evaluar la robustez y replicabilidad de las evidencias asociadas a fiabilidad y validez de la EJS adaptada, se lleva a cabo una evaluación psicométrica en tres muestras independientes, recolectadas en los años 2014 (Estudio 1), 2022 (Estudio 2) y 2024 (Estudio 3). En cada caso, se evaluará la fiabilidad de la EJS a través del cálculo de los índices de consistencia interna Alfa de Cronbach (α) y Omega de McDonald (ω). Asimismo, se observarán las correlaciones entre indicadores y correlación ítem-total. Para la evidencia de validez, se estimarán modelos factoriales confirmatorios (AFC), con el fin de evaluar el ajuste de los datos a la estructura unifactorial hipotetizada.

A modo de examinar si se justifica la validez de las comparaciones grupales en los puntajes de justificación del sistema entre grupos sociales relevantes para esta literatura, se evaluará la equivalencia métrica en base al sexo (Estudios 1, 2 y 3) y la etnia (Estudio 2 y 3) de los participantes, a través de un procedimiento progresivamente más restrictivo, que asume equivalencia de patrones de saturación (invarianza configural), equivalencia en las saturaciones factoriales (invarianza métrica), y la equivalencia en los interceptos (invarianza escalar; Vandenberg & Lance, 2000). De este modo, se establecerá si las diferencias grupales en los puntajes pueden ser atribuidas a diferencias reales en el constructo, o a un funcionamiento diferenciado de la escala de medición (Brown, 2015).

Finalmente, en los Estudios 2 y 3, para examinar la evidencia de validez externa, se evaluará una serie de modelos métricos confirmatorios más complejos, en los que se incluyen ítems de medidas convergentes/discriminantes (*i.e.*, confianza institucional, nacionalismo y patriotismo). Específicamente, se llevará a cabo un proceso de *model testing* (Kline, 2023) a través de comparaciones de χ^2 entre modelos que asumen equivalencia conceptual entre

justificación del sistema y estos constructos, y el modelo hipotetizado (H_3) que asume independencia conceptual.

Se utilizó el programa estadístico R v4.2.1 (R Core Team, 2021), los paquetes *psych* (Revelle, 2023) y *Misty* (Yanagida, 2023) para los cálculos de fiabilidad, *lavaan* (Rosseel, 2012) en la estimación de los modelos factoriales, y *semTools* (Jorgensen et al., 2022) para invarianza métrica.

Estudio 1

Método

Participantes y procedimiento

El primer estudio fue llevado a cabo el año 2014, para el cual se reclutó una muestra de $n=465$ participantes gais (57.41%) y lesbianas (42.59%) en Chile, procedentes de cuatro ciudades chilenas representativas: Santiago (42.40%), Valparaíso (23.60%), Antofagasta (20.10%) y Concepción (13.90%), y cuyas edades oscilaron entre 18 y 67 años ($M_{\text{edad}}=28.02$, $DT=8.06$). El 9.37% pertenecía a un estrato socioeconómico bajo, el 60.18% al medio y el 30.45% al alto.

Para el reclutamiento de esta muestra, se contactó a los/las participantes a través de un muestreo en cadena, tipo bola de nieve, en el cual tres informantes clave en cada ciudad entregaba tres contactos, quienes a su vez entregaban tres contactos cada uno, hasta alcanzar la muestra obtenida. Los cuestionarios fueron auto-aplicados, con la ayuda de un equipo capacitado de encuestadore/as, quienes entregaron una bonificación de aproximadamente USD\$ 5.00 una vez completado el instrumento. Este estudio contó con la aprobación del comité ético de información anonimizada.

Instrumentos

Justificación del sistema

Se empleó la escala de justificación del sistema general (EJS; Kay & Jost, 2003), en su versión traducida al Español y adaptada al contexto chileno (Bahamondes, 2016). Esta escala está compuesta por ocho ítems, detallados en la Tabla 1. Los participantes indicaron su acuerdo/desacuerdo con cada indicador en una escala de 1 (“Completamente en desacuerdo”) a 6 (“Completamente de acuerdo”).

En un primer paso, se realizó una traducción de la EJS al español. Para dicho propósito, se siguieron recomendaciones técnicas para el procedimiento de traducción y adaptación del instrumento (Muñiz et al., 2013). En concreto, dos traductores externos calificados tradujeron cada ítem de forma independiente. Las (mínimas) inconsistencias en las traducciones fueron luego resueltas entre ambos traductores en una segunda etapa, en la cual consensuaron las versiones finales según su adecuación lingüística, cultural y de comprensión. Un tercer traductor independiente llevó a cabo una traducción inversa (del español al inglés), la cual resultó casi idéntica a la original, a excepción de un par de especificaciones extras hechas por el equipo investigador para favorecer la comprensión, como “la sociedad en que vivo”, y “el bien mayor de la sociedad” (escala traducida), en lugar de “la sociedad” y “el bien mayor” (escala original) a secas, respectivamente. Este proceso fue monitoreado constantemente por un equipo de investigación de expertos en el área.

Tabla 1. Listado de Ítems de la EJS adaptada

código	Ítem adaptado
Sj01	“En general, creo que la sociedad en que vivo es justa”
Sj02	“En términos generales, el sistema político chileno opera como debería”
Sj03r	“La sociedad chilena necesita ser reestructurada de forma radical”
Sj04	“Chile es el mejor país del mundo para vivir”
Sj05	“La mayoría de las políticas públicas se orientan hacia el bien mayor de la sociedad”
Sj06	“En esta sociedad todos tienen alguna oportunidad para acceder a riqueza y felicidad”
Sj07r	“Nuestra sociedad se está volviendo peor cada año”
Sj08	Esta sociedad está organizada de tal modo que la gente usualmente consigue lo que merece

Nota. Códigos que incluyen una “r” indican ítem inverso.

Materiales abiertos

A modo de proveer suficiente información para la replicabilidad de nuestros estudios, todos los materiales, incluyendo datos y códigos, se encuentran disponibles en un repositorio público (<https://t.ly/Hoogd>).

Resultados

Se llevó a cabo un conjunto de análisis preliminares para examinar la normalidad univariada y multivariada de los ítems que componen la EJS. Los resultados del test de Shapiro-Wilk indican no-normalidad en la

distribución univariada de todos los ítems de la escala (ver Tabla 2). De modo similar, el test de *Mardia* provee evidencia de no-normalidad multivariada para el conjunto de ítems en total (*Asimetría*=843.93, $p<.001$; *Curtosis*=12.82, $p<.001$).

Fiabilidad

Para evaluar la consistencia interna de la EJS, se calcularon Alfa de Cronbach (α) y Omega de McDonald (ω), los cuales presentan una fiabilidad moderada ($\alpha=.74$ y $\omega=.76$). En conjunto con dichos indicadores, se valoraron las correlaciones entre los ítems, las correlaciones ítem-total, y la potencial mejora en α en caso de eliminarse cada ítem. La Figura 1 muestra las correlaciones bivariadas entre los ocho ítems que componen la escala de justificación del sistema; asociaciones que oscilan entre $r=.01$ y $r=.59$. Al respecto, ambos ítems inversos (3 y 7) presentan correlaciones notoriamente débiles con el resto ($r=.03$ a $.18$ y $r=-.01$ a $.21$, respectivamente).

Consistente con lo anterior, en la Tabla 2 se observa una correlación ítem-total baja para los ítems 3 y 7, por lo que resulta razonable excluirlos de la escala, puesto que, de eliminarlos, la fiabilidad mejoraría. En efecto, luego de eliminar ambos ítems, la fiabilidad de la escala con los 6 indicadores restantes asciende a $\alpha=.79$ y $\omega=.79$. Más información, como las medias (M), desviaciones típicas (DT), asimetría y curtosis, en conjunto con los tests de normalidad (Shapiro-Wilk), es incluida en la Tabla 2.

Validez interna

Con el fin de evaluar el ajuste a los datos de la estructura interna del instrumento, se condujo un conjunto de análisis factoriales confirmatorios (AFC). Dado que se observó desviación significativa en la normalidad univariada y multivariada de nuestros ítems, utilizamos el estimador WLSMV, dado que bajo estas condiciones supera el rendimiento de estimadores que asumen normalidad (e.g., ML) y de sus derivados robustos (Brown, 2015; Kline, 2023).

Inicialmente, se ajustó el modelo hipotético unidimensional incluyendo los ocho ítems originales de la escala. El ajuste observado resultó ser meritorio ($\chi^2_{(28)}=978.31$, $p<.001$; CFI=.95; RMSEA=.07 [90% CI: .06, .09]; SRMR=.07), sin

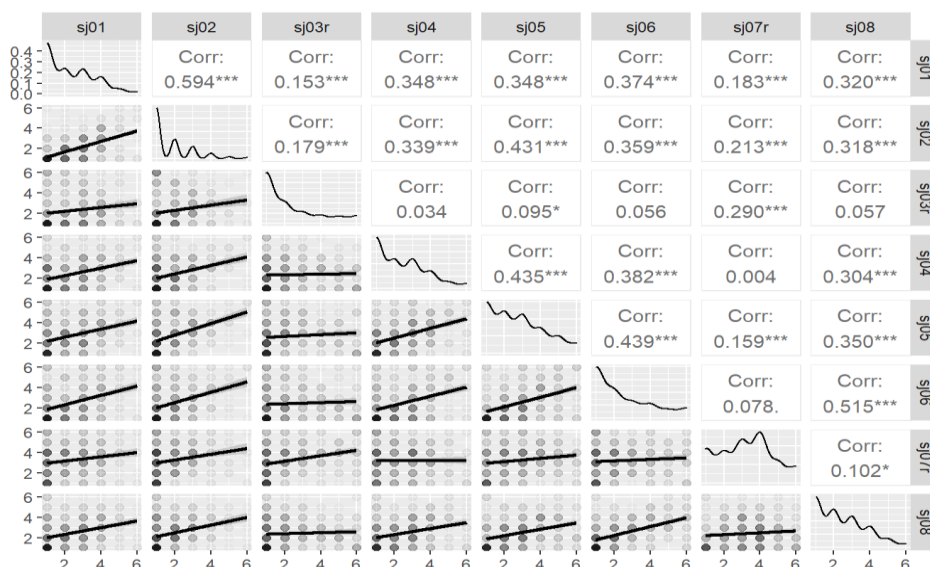


Figura 1. Correlaciones bivariadas entre ítems de la escala (Estudio 1).

Tabla 2. Descriptivos y fiabilidad de los ítems de la escala

Item	Descriptivos		Normalidad				Consistencia interna	
	M	DT	Asimetría	Curtosis	Shapiro-Wilk	p	Correlación ítem-total	α si se elimina
Sj01	2.25	1.32	0.77	-0.32	0.84	<.001	.54	.69
Sj02	1.82	1.14	1.47	1.75	0.74	<.001	.58	.69
Sj03r	2.27	1.61	1.10	-0.07	0.77	<.001	.19	.76
Sj04	2.37	1.39	0.80	-0.19	0.85	<.001	.43	.72
Sj05	2.69	1.50	0.58	-0.67	0.89	<.001	.54	.70
Sj06	2.44	1.61	0.90	-0.40	0.82	<.001	.52	.70
Sj07r	3.22	1.50	0.10	-0.89	0.92	<.001	.23	.76
Sj08	2.41	1.35	0.70	-0.36	0.87	<.001	.47	.71

embargo, en línea con nuestros análisis de fiabilidad, los ítems inversos 3 y 7 presentaron saturaciones factoriales notoriamente bajas. Considerados estos resultados, se decidió excluir estas variables observadas de la escala, y reestimar el modelo con los seis ítems restantes.

Al igual que el modelo anterior, el modelo de seis ítems presentó un ajuste meritorio a los datos ($\chi^2_{(15)}=851.60, p<.001$; CFI=.98; RMSEA=.06 [90% CI: .03, .08]; SRMR=.06), además de saturaciones factoriales estadísticamente significativas ($p<.001$), que oscilan entre $\lambda=.57$ a .68. La Figura 6 grafica la estimación de la variable latente, incluyendo las saturaciones factoriales por ítem.

Invarianza métrica

En vista de que se cuenta con una escala fiable y con una estructura factorial de buen ajuste y consistente con lo hipotetizado, se prosiguió a evaluar la invarianza métrica de dicha estructura. En la Tabla 3 se reportan los resultados de los análisis de invarianza por sexo.

Los resultados del análisis de invarianza comparando hombres y mujeres a través de comparaciones de χ^2 escalado (Satorra & Bentler, 2001) revelaron que no existen diferencias en el ajuste entre el modelo configural y el métrico $\Delta\chi^2(5)=6.81, p=.235$, ni entre el modelo métrico y el escalar $\Delta\chi^2(23)=18.67, p=.720$. Consistente con lo anterior, se observa que el CFI se mantiene intacto, con un cambio bajo el umbral propuesto por Cheung y Rensvold (2002) de $\Delta CFI \leq .01$ y el RMSEA cae en lugar de aumentar.

Estos resultados proveen evidencia que da sustento a las comparaciones intergrupales en el contexto chileno.

Tabla 3. Invarianza métrica por sexo (Estudio 1)

	χ^2	gl	RMSEA	CFI	ΔCFI
Sexo (hombres / mujeres)					
a. Invarianza configural	77.45	18	.12	.98	--
b. Invarianza métrica	81.71	23	.11	.98	<.01
c. Invarianza escalar	94.54	46	.07	.98	<.01

Estudio 2

El estudio 1 presenta evidencia en favor de nuestra hipótesis estructural (H_1) y de invarianza (H_2). No obstante, dado que la muestra empleada corresponde a hombres gais y mujeres lesbianas, estos resultados son insuficientes si nuestro objetivo es generalizar, con algún grado de confianza, el comportamiento observado del instrumento como el que correspondería a la población en general. Sumado a lo anterior, la carencia de medidas cercanas al objeto evaluado por la EJS no permitió evaluar evidencia de validez externa (*e.g.*, de tipo convergente o discriminante).

Con el propósito de abordar estas limitaciones, se diseñó un segundo estudio, con énfasis en obtener respuestas de una muestra de la población general, y con medidas relacionadas (pero distintas) a la EJS.

Método

Procedimiento y participantes

Los datos fueron recolectados a través de un muestreo online por cuotas de sexo, edad, nivel socioeconómico y etnia. Las personas que compusieron la muestra fueron reclutados a nivel nacional por la agencia *Offerwise*, especializada en la recolección de datos. Inicialmente, los participantes fueron dirigidos a una encuesta aplicada en la plataforma Qualtrics, la que contenía un consentimiento informado, el cual firmaron posterior a ser informados sobre los objetivos del estudio y el resguardo de la privacidad de sus respuestas y su anonimato. Una vez entregado el consentimiento, pasaron a contestar el cuestionario. La consultora recompensó la participación a través de su sistema de puntos. Este estudio fue aprobado por el comité de ética científica de la Universidad Católica del Norte.

Previo a cualquier análisis, se aplicó un conjunto de filtros para asegurar una calidad mínima en las respuestas. Específicamente, se estableció como corte la mitad del tiempo promedio en contestar el instrumento total, más un minuto ($\frac{\bar{x}_{\text{minutos}}}{2} + 1$). Asimismo, se incluyó una pregunta filtro en medio de la encuesta para constatar si lo/as participantes estaban atendiendo a las preguntas e ítems. Finalmente, se identificaron todos aquellos casos que marcaron

ambos, ítems positivos y negativos, con la misma respuesta (excepto un puntaje neutro de 4). Todos aquellos casos que incumplieran al menos uno de dichos filtros, fueron excluidos del estudio.

Un total de $n=1046$ participantes, de nacionalidad chilena y mayores de edad ($M=39.98$, $DT=12.53$) tomó parte en el estudio. Dicha muestra estuvo compuesta por 59.66% mujeres, 39.77% hombres y un 0.57% no binaries, quienes vivían en la zona norte (8.80%), centro (59.94%) y sur (31.26%) del país. El 69.02% reporta no tener ascendencia indígena, mientras que el 30.98% se declara de etnia indígena Mapuche. Un 1.15% tiene sólo estudios básicos, un 24.28% estudios de educación media, mientras que la gran mayoría ha cursado o completado estudios superiores (71.03%), y una minoría de un 3.54% que obtuvo un postgrado.

Instrumentos

Justificación del sistema

El instrumento utilizado fue el mismo reportado en el Estudio 1, con la diferencia que la escala empleada fue de 1 (“Completamente en desacuerdo”) a 7 (“Completamente de acuerdo”).

Adicionalmente, en este estudio se incluyó una serie de medidas convergentes, con el fin de distinguir el constructo de justificación del sistema de otros similares, y evaluar las relaciones con éstos (en tanto validez externa de la escala).

Medidas convergentes/discriminantes

Para medir la *orientación política*, la/os participantes se posicionaron en una escala de 1 (“extrema izquierda”) a 7 (“extrema derecha”). El *Patriotismo* y el *Nacionalismo* (Kosterman & Feshbach, 1989) fueron medidas con dos indicadores cada una, incluyendo “Siento gran orgullo de la tierra que es nuestro Chile” ($r=.57$, $p<.001$), y “Naciones extranjeras han hecho cosas muy buenas, pero aún así no son tan buenas como Chile” ($r=.39$, $p<.001$), respectivamente. Ambas fueron evaluadas en una escala de 1 (“Completamente en desacuerdo”) a 7 (“Completamente de acuerdo”).

La *Identificación nacional* fue medida a través de un ítem único, ampliamente utilizado (Postmes et al., 2013), evaluando de 1 (“Completamente en desacuerdo”) a 7 (“Completamente de acuerdo”), el nivel de acuerdo a “Me identifico con los chilenos”.

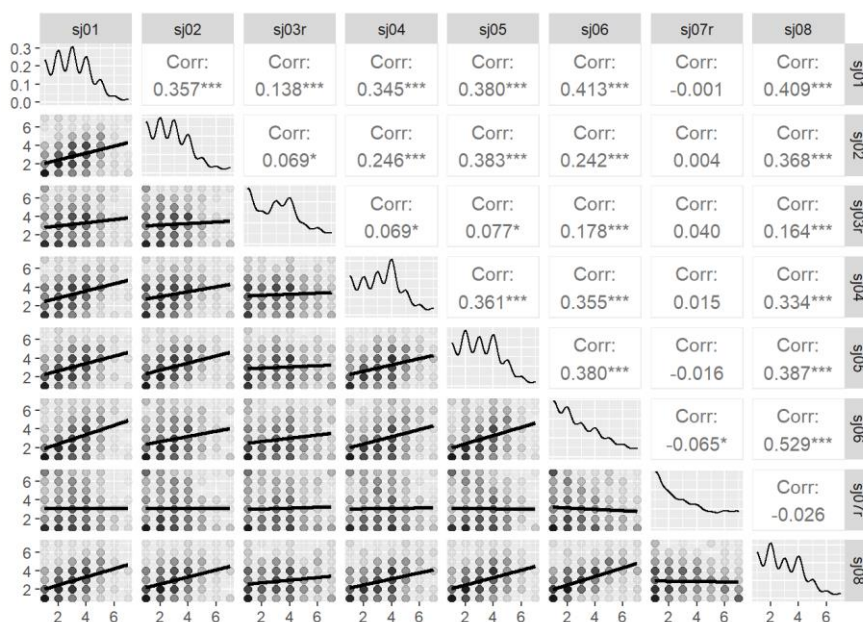


Figura 2. Correlaciones bivariadas entre ítems de la escala (Estudio 2)

La *Confianza institucional* (Lipset & William, 1983) fue medida a través de indicadores, que han sido utilizados como proxy de justificación del sistema (Brandt, 2013). Específicamente, se evaluó la confianza en (1) el estado, (2) el congreso, y (3) el sistema de justicia. ($\alpha=.74$ y $\omega=.76$), en una escala de 1 (“siento nada de confianza”) a 7 (“siento mucha confianza”).

Resultados

Fiabilidad y Validez Interna

En este segundo estudio, se observó una fiabilidad moderada para la escala completa ($\alpha=.70$ y $\omega=.72$). Al igual que en el Estudio 1, ambos ítems inversos (3 y 7) presentan correlaciones notoriamente débiles con el resto ($r=.04$ a $.16$ y $r=-.07$ a $.04$, respectivamente), tal como se observa en la Figura 2.

Asimismo, la Tabla 4 muestra que las correlaciones ítem-total más débiles se presentan en los ítems 3 y 7, los cuales, de eliminarse, mejoraría la fiabilidad global. En efecto, luego de excluirlos, la fiabilidad de la escala con los 6 indicadores restantes aumenta a $\alpha=.78$ y $\omega=.78$.

En este caso, el análisis factorial confirmatorio (AFC) ajustando los ocho ítems a la estructura unidimensional hipotetizada resultó en un ajuste meritorio ($\chi^2_{(28)}=1984.11$, $p<.001$; CFI=.99; RMSEA=.03 [90% CI: .01, .04]; SRMR=.03), el cual se mantuvo luego de excluir los ítems 3 y 7

($\chi^2_{(15)}=1898.63$, $p<.001$; CFI=.99; RMSEA=.04 [90% CI: .02, .06]; SRMR=.04). Las saturaciones factoriales observadas son estadísticamente significativas ($p<.001$) y, muy similar a las observadas para el Estudio 1, varían de $\lambda=.51$ a $.69$. El diagrama presentado en la Figura 6 resume estos resultados.

Invarianza métrica

Para los análisis de invarianza métrica por sexo, se siguió el mismo método que en el Estudio 1. Los resultados revelaron que no existen diferencias en el ajuste entre el modelo configural y el métrico $\Delta\chi^2(5)=7.72$, $p=.172$, ni entre el modelo métrico y el escalar $\Delta\chi^2(23)=19.17$, $p=.691$. Asimismo, tal como se observa en la Tabla 5, y al igual que en el Estudio 1, el CFI se mantiene intacto, y el RMSEA cae en lugar de aumentar. Si bien se detectó una diferencia significativa entre el modelo métrico y el escalar $\Delta\chi^2(29)=49.86^{**}$, $p=.009$, se observa que el CFI se mantiene intacto, y el RMSEA cae en lugar de aumentar. Lo anterior podría estar relacionado con la sensibilidad que se ha observado en RMSEA y χ^2 en análisis de invarianza (Bentler & Bonett, 1980; Rutkowski & Svetina, 2013), sobre todo considerando que el cambio en CFI ($\Delta\text{CFI}<.001$) resultó ser bastante inferior al umbral tolerable sugerido ($<.01$; Cheung & Rensvold, 2002).

De igual modo, se observó invarianza métrica para las comparaciones basadas en etnia.

Tabla 4. Descriptivos y fiabilidad de los ítems de la escala

Ítem	Descriptivos		Normalidad				Consistencia interna	
	M	DT	Asimetría	Curtosis	Shapiro-Wilk	p	Correlación ítem-total	a si se elimina
Sj01	2.93	1.43	0.44	-0.35	0.92	<.001	.51	.63
Sj02	2.79	1.49	0.72	0.08	0.90	<.001	.40	.65
Sj03r	3.14	1.77	0.45	-0.71	0.91	<.001	.18	.71
Sj04	3.21	1.58	0.31	-0.53	0.93	<.001	.42	.65
Sj05	3.01	1.49	0.41	-0.52	0.93	<.001	.48	.64
Sj06	2.87	1.73	0.73	-0.44	0.88	<.001	.50	.63
Sj07r	3.09	2.01	0.62	-0.91	0.86	<.001	-.01	.75
Sj08	2.89	1.53	0.61	-0.27	0.91	<.001	.55	.62

Tabla 5. Invarianza métrica por sexo y etnia (Estudio 2)

	χ^2	gl	RMSEA	CFI	Δ CFI
Sexo (hombres / mujeres)					
a. Invarianza configural	82.75	18	.08	.99	--
b. Invarianza métrica	90.29	23	.08	.99	<.01
c. Invarianza escalar	135.85	52	.06	.99	<.01
Etnia (No-indígena / Mapuche)					
a. Invarianza configural	84.29	18	.08	.99	--
b. Invarianza métrica	94.84	23	.08	.99	<.01
c. Invarianza escalar	121.74	52	.05	.99	<.01

Específicamente, las diferencias en el ajuste entre el modelo configural y el métrico no resultaron ser significativas $\Delta\chi^2(5)=10.06$, $p=.070$, al igual que las comparaciones entre el modelo métrico y el escalar $\Delta\chi^2(29)=32.38$, $p=.304$. En otras palabras, tanto hombres y mujeres, como participantes Mapuche y no-indígenas en Chile interpretan el constructo *justificación del sistema* de forma similar, de modo que es razonable hacer comparaciones entre dichos grupos.

Validez externa

Finalmente, se estimó una serie de modelos con el objetivo de evaluar la validez convergente/discriminante, es decir, si nuestros indicadores están lo suficientemente intercorrelacionados como para asumir que miden lo mismo, en contraste con evidencia que sugiere que corresponden a grupos de indicadores separados, que miden constructos distintos (Brown, 2015). Esto, a su vez, nos permitirá ponderar la precisión métrica de la escala, evaluando si efectivamente el constructo *justificación del sistema* puede ser distinguido de otros constructos teóricamente similares en términos psicométricos.

Los resultados dispuestos en la Tabla 6 indican que la solución de mejor ajuste a los datos es la que separa los indicadores en los cuatro factores esperados. Notablemente, la comparación de χ^2 escalado (Satorra & Bentler, 2001) entre la solución de cuatro factores y la de tres (segunda

Tabla 6. Comparación de modelos de distintos factores (Estudio 2)

Factores	χ^2	gl	RMSEA	SRMR	CFI
1	3087.60***	77	.17	.13	.69
2 (a)	3000.52***	76	.17	.13	.70
2 (b)	2042.38***	76	.13	.11	.80
3	1283.77***	74	.12	.08	.81
4	688.22***	71	.08	.06	.92

mejor ajustada) es significativa $\Delta\chi^2(3)=268.07$, $p<.001$. La Figura 3 grafica el modelo de mejor ajuste. En conjunto, estos resultados proveen evidencia que sustenta la idea de que la justificación del sistema es un constructo distinto, aunque relacionado (como se esperaría teóricamente), de la confianza institucional, el nacionalismo, el patriotismo y la identificación nacional. También se observó una correlación significativa entre justificación del sistema y orientación política de derecha ($r=.22$, $p<.001$).

Estudio 3

El estudio 2 presentó evidencia robusta respecto de la validez y la fiabilidad de la aplicación de la EJS a una muestra de la población general chilena. Sin embargo, dicha muestra (a pesar de su balance demográfico por cuotas) no es probabilística. Por esta razón, repetimos el mismo procedimiento en un tercer estudio, para el cual, si bien tampoco pudimos diseñar un muestreo probabilístico, es posible evaluar la replicabilidad de los resultados. Por tanto, en el Estudio 3 se presenta una replicación del Estudio 2.

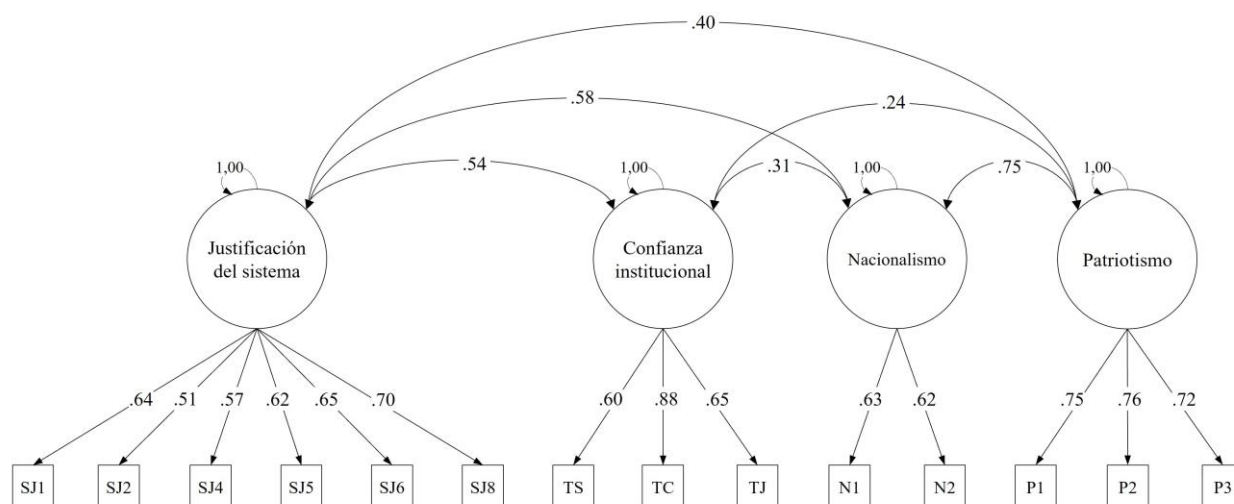


Figura 3. Modelo confirmatorio de constructos convergentes

Nota. Tanto saturaciones factoriales como las correlaciones entre variables latentes son significativas con $p < .001$

Método

Se empleó el mismo procedimiento de contacto, muestreo y aplicación de los materiales que en el Estudio 2. De todos modos, este estudio fue independientemente autorizado por el comité ético científico de la información anonimizada.

Un total de $n=777$ participantes, de nacionalidad chilena (92%) y extranjera residente en Chile hace más de cinco años (8%), mayores de edad entre 18 y 81 años ($M=34.28$, $DT=13.31$) tomó parte en el estudio. Dicha muestra estuvo compuesta por 50.97% mujeres, 49.03% hombres, quienes vivían en la zona norte (21.24%), centro (49.42%) y sur (29.34%) del país. El 84.81% reporta no tener ascendencia indígena, mientras que el 12.61% se declara de etnia indígena Mapuche, y 2.57% perteneciente a otra etnia. Un 1.55% tiene sólo estudios básicos, un 28.57% estudios de educación media, mientras que la gran mayoría ha cursado o completado estudios superiores (66.67%), y una minoría de un 3.22% que obtuvo un postgrado.

Instrumentos

Para medir la justificación del sistema, se utilizó la misma escala utilizada en los Estudios 1 y 2, cuyas respuestas fueron registradas por lo/as participantes en una escala de 1("Totalmente en desacuerdo") a 7("Totalmente de acuerdo").

Medidas convergentes

Se utilizaron exactamente las mismas medidas convergentes que en el Estudio 2, utilizando las

mismas escalas de evaluación, a excepción de la identificación nacional, que no fue incluida en este estudio. Al igual que en el Estudio 2, tanto los dos ítems de *Patriotismo* ($r=.61$, $p<.001$), como los correspondientes a *Nacionalismo* ($r=.42$, $p<.001$) se encuentran significativamente correlacionados. Asimismo, se observa una apropiada consistencia interna para la *Confianza institucional* ($\alpha=.80$ y $\omega=.80$).

Resultados

Al igual que lo observado en los Estudios 1 y 2, los resultados del test de Shapiro-Wilk proveen evidencia de no-normalidad en la distribución univariada de todos los ítems (ver Tabla 7). De modo similar, el test de Mardia proporciona evidencia de no-normalidad multivariada para el conjunto de ítems en total ($Asimetría=843.93$, $p<.001$; $Curtosis=12.82$, $p<.001$).

Fiabilidad y validez interna

En línea con lo observado en los estudios anteriores, los ítems inversos (3 y 7) mantienen correlaciones bajas con el resto de los ítems ($r=-.02$ a $.29$, y $r=.02$ a $.29$, respectivamente), tal como se observa en la Figura 4. El total de la escala compuesta por los ocho ítems originales presenta una consistencia interna aceptable ($\alpha=.71$ y $\omega=.73$), lo que mejora evidentemente luego de excluir los ítems negativos ($\alpha=.79$ y $\omega=.79$).

Tabla 7. Descriptivos y fiabilidad de los ítems de la escala

Item	Descriptivos		Normalidad				Consistencia interna	
	M	DT	Asimetría	Curtosis	Shapiro-Wilk	p	Correlación ítem-total	a si se elimina
Sj01	2.95	1.57	0.40	-0.50	0.91	<.001	.55	.65
Sj02	2.68	1.52	0.70	-0.07	0.89	<.001	.56	.65
Sj03r	3.33	1.76	0.34	-0.67	0.92	<.001	.14	.74
Sj04	3.17	1.60	0.32	-0.50	0.92	<.001	.39	.69
Sj05	3.25	1.54	0.21	-0.55	0.93	<.001	.42	.68
Sj06	2.90	1.71	0.64	-0.46	0.89	<.001	.49	.66
Sj07r	3.01	1.80	0.64	-0.49	0.89	<.001	.15	.74
Sj08	2.88	1.51	0.55	-0.17	0.91	<.001	.52	.66

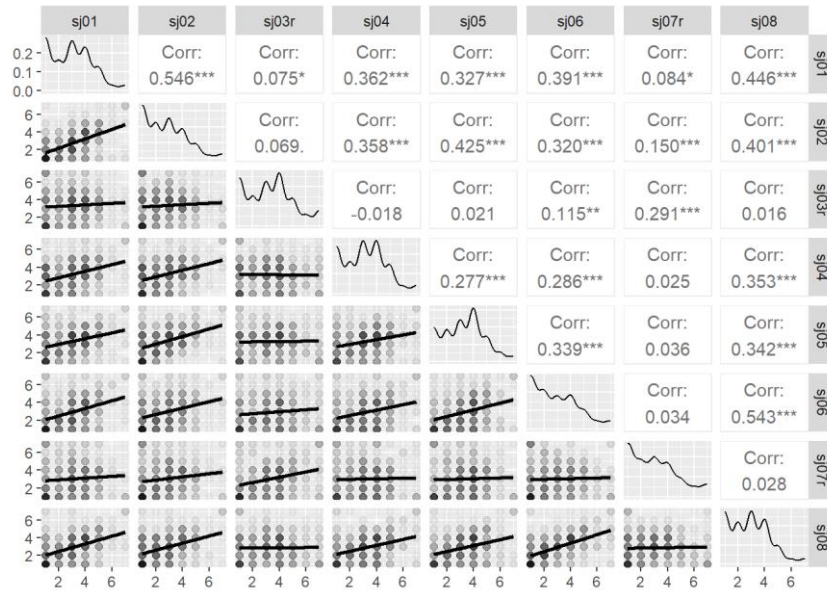


Figura 4. Correlaciones bivariadas entre ítems de la escala (Estudio 3)

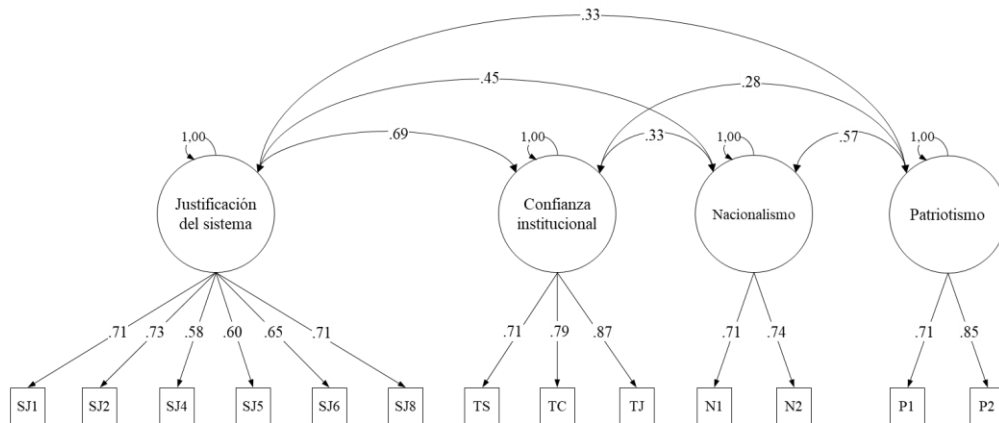


Figura 5. Modelo confirmatorio de constructos convergentes.

Nota. Tanto saturaciones factoriales como las correlaciones entre variables latentes son significativas con $p < .001$.

Validez interna

Los resultados de los análisis factoriales confirmatorios (AFC) muestran que, el modelo unifactorial con los ocho ítems ajustó bien a los datos ($\chi^2_{(28)}=1348.08$, $p < .001$; CFI=.95; RMSEA=.06 [90% CI: .05, .08]; SRMR=.06). No obstante, al igual que en los estudios anteriores, se excluyeron los ítems inversos 3 y 7, producto de sus bajas cargas factoriales y consistencia interna.

Al reestimar el modelo con los seis ítems seleccionados, también demostró un buen ajuste a los datos ($\chi^2_{(15)}=1260.30$, $p < .001$; CFI=.99; RMSEA=.05 [90% CI: .03, .07]; SRMR=.05), junto con cargas factoriales significativas ($p < .001$), que variaron entre $\lambda = .51$ y $.70$. La Figura 6 representa la estimación de la variable latente e ilustra las cargas factoriales por ítem.

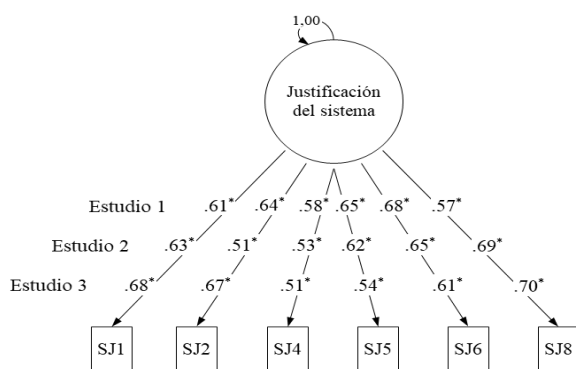


Figura 6. Modelo confirmatorio de la EJS

Nota. Todas las saturaciones factoriales son significativas con $p < .001$.

Invarianza métrica

En el presente estudio, se replican los resultados del estudio 2 referente a la invarianza métrica por sexo y etnia. Específicamente, se identifica invarianza basada en ambos criterios de agrupación, dado que el cambio en el ajuste no supera el umbral sugerido ($\Delta CFI \leq .01$). La Tabla 8 resume los indicadores de ajuste, y sus correspondientes comparaciones.

Tabla 8. Invarianza métrica por sexo y etnia (Estudio 3)

	χ^2	gl	RMSEA	CFI	ΔCFI
Sexo (hombres / mujeres)					
a. Invarianza configural	91.33	18	.10	.98	--
b. Invarianza métrica	110.13	23	.09	.98	<.01
c. Invarianza escalar	170.85	52	.07	.97	<.01
Etnia (No-indígena / Mapuche)					
a. Invarianza configural	95.71	18	.11	.98	--
b. Invarianza métrica	98.58	23	.09	.98	<.01
c. Invarianza escalar	123.45	51	.06	.98	<.01

Validez externa

Finalmente, al igual que en el Estudio 2, el constructo *justificación del sistema* puede ser distinguido efectivamente en términos psicométricos, dado que la solución de mejor ajuste es aquella que separa las escalas en los cuatro factores hipotetizados (ver Tabla 9).

Tabla 9. Comparación de modelos de distintos factores (Estudio 3)

Factores	χ^2	gl	RMSEA	SRMR	CFI
1	2041.36***	66	.20	.12	.68
2 (a)	1857.75***	66	.19	.12	.71
2 (b)	1329.82***	66	.16	.10	.80
3	928.61***	65	.13	.08	.86
4	620.39***	63	.11	.07	.91

En concreto, la comparación de χ^2 escalado entre el modelo de cuatro factores y el de tres (segundo mejor ajustado) es significativa $\Delta\chi^2 (2)=168.72, p < .001$. En la Figura 5 se especifica el modelo de cuatro factores, incluyendo saturaciones factoriales y correlaciones entre variables latentes.

Discusión General

El principal propósito de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la escala de justificación del sistema general en Chile. Hipotetizamos que (H₁) la escala de justificación del sistema presentaría un buen ajuste a la solución unifactorial hipotetizada, (H₂) su comportamiento sería invariante en función del sexo y el grupo étnico, y que (H₃) el constructo evaluado sería distinto (aunque relacionado) psicométricamente a otros conceptualmente cercanos. Las hipótesis fueron evaluadas en tres muestras chilenas independientes, cuyos resultados proveen apoyo empírico a favor de dichas predicciones.

Específicamente, los resultados muestran un buen ajuste para la solución unifactorial hipotetizada para esta escala, lo cual se sostiene en los tres estudios. En esta línea, en los tres casos se encontraron asociaciones notoriamente bajas para los ítems inversos (3 y 7) respecto del resto de la escala. En efecto, los índices de consistencia interna mejoraron notoriamente luego de eliminar dichos indicadores, a partir de $\alpha = .70-.74$ y $\omega = .72-.76$ en la solución original de 8 ítems, a $\alpha = .78-.79$ y $\omega = .78-.79$ para la de 6. Estos resultados proveen evidencia de una fiabilidad adecuada, que indica un nivel aceptable de consistencia, sin dar cuenta de excesiva redundancia.

Conforme con los resultados de fiabilidad, estos mismos ítems presentaron las saturaciones factoriales más débiles ($\lambda < .24$) en el modelo factorial confirmatorio. Esto es consistente con lo observado en reportes anteriores, los que han observado problemas similares para los mismos ítems 3 y 7 (Hässler et al., 2019; Roccato et al., 2014; Rutto et al., 2013; Vargas-Salfate et al., 2018). Dado que el contenido de los ítems inversos no es sustantivamente distinto del resto de los indicadores, el comportamiento de éstos podría ser atribuible a un “efecto método”, es decir, se distinguen en base a que constituyen indicadores

negativos (o inversos; Brown, 2015). Por lo tanto, se sugiere hacer uso de la escala abreviada de seis indicadores.

Por otra parte, los resultados de los análisis de invarianza métrica indican que, tanto para comparaciones de sexo (Estudios 1, 2 y 3) y grupo étnico (Estudios 2 y 3), estos grupos evalúan el constructo de forma similar; Es decir, la escala presenta invarianza métrica por sexo y etnia.

En lo que respecta a la estructura factorial, la evidencia de validez externa evaluada con las medidas convergentes, replicada en los Estudios 2 y 3, apoya la idea de que la tendencia a percibir el sistema social y político como justo y legítimo es independiente de (aunque relacionado con) otros constructos que algunos han asumido como sinónimos conceptuales, tales como el nacionalismo, el patriotismo, la identificación (superordinada) nacional o la confianza institucional (Owuamalam et al., 2019). Estos hallazgos dan cuenta de una adecuada evidencia de validez externa en nuestros estudios, dado que se observan las asociaciones esperadas entre la EJS y su red nomológica. En concreto, aquellas personas que perciben el sistema sociopolítico como más legítimo y justo (*i.e.*, puntuaron más alto en la EJS) tienen una mayor probabilidad de mantener ideas nacionalistas, adherir a un sentimiento patriótico, y confiar más en las instituciones. En esta línea, futuras investigaciones deberán especificar en más detalle qué le es único a la justificación del sistema, definiendo que le distingue de estos constructos estrechamente relacionados.

La evidencia aquí presentada, si bien resulta robusta, no es determinante de la validez de la aplicación de este instrumento. En específico, un problema a abordar es la ambigüedad vs. especificidad del contenido del instrumento. Por ejemplo, la escala tiene múltiples objetos de evaluación (*i.e.*, “la sociedad”, “el sistema político”, “el país”, y “las políticas públicas”), a los cuales se le superponen diversos juicios, relativos a justicia, eficacia, la necesidad de cambio, el cumplimiento del bien común, entre otros. Si bien, como bien indican los índices de consistencia interna, los ítems guardan relación entre ellos, puede que haya elementos conceptuales relevantes de ser distinguidos. Para abordar este problema, se requieren estudios más detallados que examinen la posibilidad de diversas dimensiones en la medición

del constructo *justificación del sistema*.

En lo que concierne a esta investigación, se consideran también ciertas limitaciones relevantes. Por ejemplo, los tres estudios fueron realizados en base a datos provenientes de muestras no probabilísticas. Aun cuando se buscó controlar por algunos sesgos específicos a partir de características conocidas de la/os participantes (*e.g.*, el sexo, la edad, el NSE y la etnia), dicha aproximación no asegura la representatividad de la población. Por otra parte, los resultados de los test de invarianza étnica se refieren únicamente a la comparación entre personas autoidentificadas como Mapuche vs. Chileno/as sin ascendencia (auto-reportada) indígena. Esto significa que la pregunta sigue abierta para aquellas personas que pertenecen a otros pueblos originarios en Chile.

Conclusiones

En esta investigación de tres estudios, los resultados demuestran que la escala de justificación del sistema con seis indicadores es una medida unifactorial fiable. Además de esta evidencia de validez interna, se observó una robusta asociación de la EJS con su red nomológica, dando cuenta de su validez externa. Específicamente, nuestros hallazgos sugieren que la justificación del sistema, medida con la EJS, constituye un constructo independiente de otros similares, lo cual da cuenta de un comportamiento acorde a lo esperado teóricamente. Finalmente, se establece que, según la evidencia de los análisis de invarianza métrica, es razonable realizar comparaciones intergrupales basadas en el sexo y el grupo étnico, al menos entre los grupos estudiados en el contexto chileno. De este modo, la presente investigación contribuye a entregar evidencia y sugerencias respecto del uso de la EJS en un contexto hispanoparlante, y avanza en la clarificar la delimitación conceptual de este instrumento.

Referencias

- Bahamondes, J. (2016). System justification's opposite effects on psychological well-being: Testing a moderated mediation model in a gay men and lesbian sample in Chile. *Journal of Homosexuality*, 63(11), 1537-1555. <https://doi.org/10.1080/00918369.2016.1223351>

- Bahamondes, J., Sengupta, N. K., Sibley, C. G., & Osborne, D. (2021). The (partly) relational nature of system justification: Felt belongingness mediates the palliative effect of ideology. *British Journal of Social Psychology*, *60*(3), 1027-1050.
<https://doi.org/10.1111/bjso.12440>
- Bahamondes, J., Sibley, C. G., & Osborne, D. (2019). 'We look (and feel) better through System justifying lenses': Evidence of the palliative function of ideology among the disadvantaged. *Personality & Social Psychology Bulletin*, *45*(9), 1391-1408.
<https://doi.org/10.1177/0146167219829178>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*(3), 588-606.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Brandt, M. J. (2013). Do the disadvantaged legitimize the social system? A large-scale test of the status-legitimacy hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, *104*(5), 765-785.
<https://doi.org/https://doi.org/10.1037/a0031751>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. The Guilford Press.
- Cárdenas, M., Meza, P., Lagunes, K., & Yanez, S. (2010). Adaptación y validación de la Escala de Orientación a la Dominancia social (SDO) en una muestra Chilena. *Universitas Psychologica*, *9*(1), 161-168.
- Cárdenas, M., & Parra, L. (2010). Adaptación y validación de la Versión Abreviada de la Escala de Autoritarismos de Derechas (RWA) en una muestra chilena. *Revista de Psicología* *XVIX*(1), 61-79.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *9*(2), 233-255.
https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Friedkin, N. E. (2004). Social cohesion. *Annual Review of Sociology*, *30*, 409-425.
<https://doi.org/10.1146/annurev.soc.30.012703.110625>
- Friesen, J. P., Laurin, K., Shepherd, S., Gaucher, D., & Kay, A. C. (2019). System justification: Experimental evidence, its contextual nature, and implications for social change. *British Journal of Social Psychology*, *58*(2), 315-339.
<https://doi.org/10.1111/bjso.12278>
- Hässler, T., Shnabel, N., Ullrich, J., Ardittu-Vogel, A., & SimanTov-Nachlieli, I. (2019). Individual differences in system justification predict power and morality-related needs in advantaged and disadvantaged groups in response to group disparity. *Group Processes & Intergroup Relations*, *22*(5), 746-766.
<https://doi.org/10.1177/1368430218773403>
- Hennes, E. P., Nam, H. H., Stern, C., & Jost, J. T. (2012). Not all ideologies are created equal: Epistemic, existential, and relational needs predict system-justifying attitudes. *Social Cognition*, *30*(6), 669-688.
<https://doi.org/10.1521/soco.2012.30.6.669>
- Jaume, L., Etchezahar, E., & Cervone, N. (2012). La justificación del sistema económico y su relación con la orientación a la dominancia social. *Boletín de Psicología*(106), 81-91.
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). semTools: Useful tools for structural equation modeling. *R package version 0.5-6*.
<https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Jost, J. T. (2020). *A theory of system justification*. Harvard University Press.
- Jost, J. T., & Banaji, M. R. (1994). The role of stereotyping in system-justification and the production of false consciousness. *British Journal of Social Psychology*, *33*(1), 1-27.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.1994.tb01008.x>
- Jost, J. T., & Hunyady, O. (2003). The psychology of system justification and the palliative function of ideology. *European Review of Social Psychology*, *13*(1), 111-153.
<https://doi.org/10.1080/10463280240000046>
- Jost, J. T., & Hunyady, O. (2005). Antecedents and consequences of system-justifying ideologies. *Current Directions in Psychological Science*, *14*(5), 260-265.
<https://doi.org/10.1111/j.0963-7214.2005.00377.x>

- Jost, J. T., & Krochik, M. (2014). Ideological differences in epistemic motivation: Implications for attitude structure, depth of information processing, susceptibility to persuasion, and stereotyping. *Advances in Motivation Science, 1*, 181-231. <https://doi.org/10.1016/bs.adms.2014.08.005>
- Jost, J. T., Ledgerwood, A., & Hardin, C. D. (2008). Shared reality, system justification, and the relational basis of ideological beliefs. *Social and Personality Psychology Compass, 2*, 171-186. <https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2007.00056.x>
- Kay, A. C., & Jost, J. T. (2003). Complementary justice: Effects of "poor but happy" and "poor but honest" stereotype exemplars on system justification and implicit activation of the justice motive. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*(5), 823-837. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.5.823>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5 ed.). The Guilford Press.
- Kosterman, R., & Feshbach, S. (1989). Toward a measure of patriotic and nationalistic attitudes. *Political Psychology, 10*(2), 257-274. <https://doi.org/10.2307/3791647>
- Kusano, K., Napier, J. L., & Jost, J. (2024, March 28). The mismeasure of culture: When measurement invariance requirements hinder cross-cultural research in psychology. <https://doi.org/10.31234/osf.io/9qe2k>
- Lipset, S., & William, S. (1983). *The Confidence Gap*. Free Press.
- Moscato, G., Caricati, L., & Bonetti, C. (2020). Political orientation and system justification: the moderating role of national identity in a Spanish sample *International Journal of Social Psychology, 36*(1), 98-121. <https://doi.org/10.1080/02134748.2020.1840756>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema, 25*(2), 151-157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Napier, J. L., Bettinsoli, M. L., & Suppes, A. (2020). The palliative function of system-justifying ideologies. *Current Opinion in Behavioral Sciences, 34*, 129-134. <https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2020.03.002>
- Ortiz, I., & Saenz, H. (2021). Por qué aumentan las protestas y el descontento social. *El País*. <https://elpais.com/opinion/2021-11-13/por-que-aumentan-las-protestas-y-el-descontento-social.html>
- Osborne, D., Jost, J. T., Becker, J. C., Badaan, V., & Sibley, C. (2019). Protesting to challenge or defend the system? A system justification perspective on collective action. *European Journal of Social Psychology, 49*(2), 244-269. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/ejsp.2522>
- Owuamalam, C. K., Rubin, M., & Spears, R. (2019). Revisiting 25 years of system motivation explanation for system justification from the perspective of social identity model of system attitudes. *British Journal of Social Psychology, 58*(2), 362-381. <https://doi.org/10.1111/bjso.12285>
- Postmes, T., Haslam, S. A., & Jans, L. (2013). A single-item measure of social identification: Reliability, validity, and utility. *British Journal of Social Psychology, 52*(4), 597-617. <https://doi.org/10.1111/bjso.12006>
- R Core Team. (2021). R: A language and environment for statistical computing. *R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria*. <https://www.R-project.org/>
- Revelle, W. (2023). *Psych: Procedures for Personality and Psychological Research*, Northwestern University, Evanston, Illinois. R package version 2.3.3 <https://CRAN.R-project.org/package=psych>.
- Reynolds, K. J., Jones, B. M., O'Brien, K., & Subasic, E. (2013). Theories of socio-political change and the dynamics of sub-group versus superordinate interests. *European Psychologist, 18*(4), 235-244. <https://doi.org/https://doi.org/10.1027/1016-9040/a000159>
- Rivera-Pichardo, E., Jost, J. T., & Benet-Martinez, V. (2022). Internalization of inferiority and colonial system justification: The case of Puerto Rico. *Journal of Social Issues, 78*(1), 79-106. <https://doi.org/10.1111/josi.12437>
- Roccato, M., Rosato, R., Mosso, C., & Russo, S. (2014). Measurement properties of the system

- justification scale: A Rasch analysis. *TPM*, 21(4), 467-478.
<https://doi.org/10.4473/TPM21.4.7>
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.
<https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rutkowski, L., & Svetina, D. (2013). Assessing the hypothesis of measurement invariance in the context of Large-Scale International Surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31-57.
<https://doi.org/10.1177/0013164413498257>
- Rutto, F., Russo, S., & Mosso, C. (2013). Development and validation of a Democratic System Justification Scale. *Social Indicators Research*, 118(2), 645-655.
<https://doi.org/10.1007/s11205-013-0444-2>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. <https://doi.org/doi:10.1007/BF02296192>
- Sidanius, J., & Pratto, F. (1999). *Social dominance: An intergroup theory of social hierarchy and oppression*. Cambridge University Press.
- Sotola, L. K., & Credé, M. (2022). On the predicted replicability of two decades of experimental research on system justification: A Z-curve analysis. *European Journal of Social Psychology*, 52(5-6), 895-909.
<https://doi.org/10.1002/ejsp.2858>
- Tyler, T. R. (2006). Psychological perspectives on legitimacy and legitimation. *Annual Review of Psychology*, 57, 375-400.
<https://doi.org/10.1146/annurev.psych.57.102904.190038>
- United Nations Development Program. (2024). *Human development report 2023/2024: Breaking the gridlock*.
<https://hdr.undp.org/content/human-development-report-2023-24>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
<https://doi.org/doi:10.1177/109442810031002>
- Vargas-Salfate, S. (2019). The role of personal control in the palliative function of system justification among indigenous and non-indigenous Peruvian students. *Revista de Psicología Social*, 34(1), 168-201.
<https://doi.org/10.1080/02134748.2018.1537650>
- Vargas-Salfate, S., Paez, D., Khan, S. S., Liu, J. H., & Gil de Zúñiga, H. (2018). System justification enhances well-being: A longitudinal analysis of the palliative function of system justification in 18 countries. *British Journal of Social Psychology*, 57(3), 567-590.
<https://doi.org/10.1111/bjso.12254>
- Vesper, D., Konig, C. J., Siegel, R., & Friese, M. (2022). Is use of the general system justification scale across countries justified? Testing its measurement equivalence. *British Journal of Social Psychology*, 61(3), 1032-1049. <https://doi.org/10.1111/bjso.12520>
- Yanagida, T. (2023). *misty: Miscellaneous Functions 'T. Yanagida'*, R package version 0.4.8,
<https://CRAN.R-project.org/package=misty>.