

Artículo de investigación

Análisis factorial confirmatorio de la Escala verbal de fusión de identidad en una muestra chilena

Confirmatory factor analysis of the Verbal Identity Fusion Scale in a Chilean sample

Rodrigo Landabur Ayala ^{1, 2*}  [ORCID](#), Gonzalo Javier Miguez Cavieres ¹  [ORCID](#), Mario Arturo Laborda Rojas ¹  [ORCID](#), María Isabel Salinas Chaud ¹  [ORCID](#)

* Autor de correspondencia.

¹ Universidad de Chile, Chile.

² Universidad de Atacama, Copiapó, Chile.

Fecha correspondencia:

Recibido: marzo 16 de 2021.

Aceptado: junio 05 de 2022.

Forma de citar:

Landabur, R., Miguez, G., Laborda, M.A., & Salinas, M.I. (2022). Análisis factorial confirmatorio de la Escala verbal de fusión de identidad en una muestra chilena. *Rev. CES Psico*, 15(3), 154-165.

<https://dx.doi.org/10.21615/cesp.6165>

[Open access](#)

[© Derecho de autor](#)

[Licencia creative commons](#)

[Ética de publicaciones](#)

[Revisión por pares](#)

[Gestión por Open Journal System](#)

DOI: 10.21615/cesp.6165

ISSNe: 2011-3080

[Publica con nosotros](#)

Resumen

La fusión de identidad consiste en un sentimiento de unión con un grupo, en el que el individuo experimenta una mezcla entre su identidad personal y la social; y es un buen predictor de la conducta extrema progrupo. El presente estudio analizó la estructura factorial de la Escala verbal de fusión de identidad elaborada por Gómez et al. (2011), en una muestra chilena. Se utilizó una muestra universitaria seleccionada por conveniencia de 411 participantes (66% mujeres) con una edad media de 24.45 años ($DT = 5.89$). Se analizó el ajuste unifactorial y bifactorial de la Escala a través del análisis factorial, y las respectivas confiabilidades. Los resultados indicaron un buen y mejor ajuste del modelo bifactorial ($\chi^2/gf = 3.34, p < .001, CFI = .975, TLI = .957, SRMR = .030, y RMSEA = .085$), por sobre el unifactorial, que no mostró un buen ajuste ($\chi^2/gf = 5.26, p < .001, CFI = .946, TLI = .919, SRMR = .042, y RMSEA = .116$). Ambos modelos contaron con altas confiabilidades ($> .800$). Se discutió sobre el mejor ajuste de la estructura bifactorial en relación con estudios realizados en Estados Unidos, España y población inmigrante en Chile. Se proyecta la necesidad de futuros estudios que incorporen otros análisis de validez y superen la limitación del presente estudio asociada al uso de una muestra no representativa.

Palabras clave: fusión de identidad; identidad personal; identidad social; identidad; autosacrificio; comportamiento extremo; estructura factorial; bondad de ajuste.

Abstract

Identity fusion consists in a form alignment with a group and is a significant predictor of extreme pro-group behavior. The present study analyzed the factor structure of the verbal scale of identity fusion developed by Gómez et al. (2011), in a Chilean sample. A Chilean university sample by convenience of 411 participants (66% women) with a mean age of 24.45 years (SD = 5.89) was used. One-factor and two-factor fit of the scale was analyzed through factor analysis, and the respective reliabilities. The results indicated a good and better fit of the two-factor ($\chi^2/gf = 3.34$, $p < .001$, CFI = .975, TLI = .957, SRMR = .030, and RMSEA = .085), than the one-factor model, which did not show a good fit ($\chi^2/gf = 5.26$, $p < .001$, CFI = .946, TLI = .919, SRMR = .042, and RMSEA = .116). Both models had high reliabilities ($> .800$). The better fit of the two-factor structure was discussed in relation to studies conducted in the United States, Spain, and an immigrant population in Chile. The need for future studies incorporating other validity analyses and overcoming the limitation of the present study associated with the use of a non-representative sample is projected.

Keywords: identity fusion; personal identity; social identity; identity; self-sacrifice; extreme behavior; factor structure; goodness of fit.

Introducción

La fusión de identidad es un sentimiento que experimenta una persona de conexión con un grupo, y de compartir cualidades esenciales con éste (Swann et al., 2009). Su relevancia es que es un buen predictor de conductas extremas progrupo, como poner en riesgo la propia vida o atacar a terceros para proteger al grupo (Fredman et al., 2015; Gómez et al., 2020). La fusión de identidad ha sido evaluada en países de seis continentes, generalmente mediante la Escala verbal de fusión de identidad, tomando como grupo de referencia a la población de cada uno de los países (Henríquez et al., 2020; Swann, Gómez et al., 2014). Hasta el momento no hay evidencia del comportamiento de la estructura factorial de esta Escala en Chile, lo que fue abordado en el presente estudio.

Fusión de identidad: concepto y evaluación

La teoría de la fusión de identidad ha sido desarrollada, en los últimos quince años, por los psicólogos sociales William Swann y Ángel Gómez para explicar cómo y porque una persona está dispuesta a realizar conductas extremas progrupo (Gómez et al., 2011; Swann et al., 2009). La fusión de identidad consiste en un sentimiento de conexión con un grupo, en el que los sujetos experimentan una unión entre su identidad personal (características idiosincráticas, únicas del individuo) y la social (derivada de la membresía a los grupos), y ambas identidades

pueden estar activas simultáneamente y actuar como si fueran un único factor, tal que la activación de una activa a la otra (Fredman et al., 2015; Gómez & Vázquez, 2015; Swann et al., 2009).

Cuatro principios han sido propuestos y respaldados por la evidencia para explicar las características de la fusión de identidad y los motivos por los que los sujetos con este sentimiento o fusionados están dispuestos a realizar conductas extremas progrupo (Landabur et al., 2022; Buhrmester et al., 2014; Gómez, Brooks et al., 2011; Swann, Buhrmester et al., 2014; Swann et al., 2010; Swann et al., 2012; Whitehouse et al., 2014): a) *Sentimiento de agencia personal*: los sujetos fusionados conservan el control intencional sobre sus conductas y se sienten responsables por las conductas, sea que las inicien ellos o el grupo. b) *Sinergia de la identidad*: la identidad personal y la social, al estar unidas en los sujetos fusionados, funcionan como un único factor, por lo que al activar cualquiera de ellas, aumenta la conducta extrema progrupo. c) *Lazos relacionales*: las personas fusionadas valoran a los miembros del grupo en sí mismos y por su pertenencia al grupo, pudiendo llegar a percibirlos y tratarlos como familiares. d) *Irrevocabilidad*: el vínculo de los sujetos fusionados con su grupo tiende a mantenerse fuerte y estable en el tiempo, probablemente debido a que en esta unión están implicadas su identidad personal y social.

Swann y Gómez consideran que la fusión de identidad explica mejor la conducta extrema progrupo que la identificación con el grupo proveniente de la teoría de la identidad social (Tajfel, 1974; Tajfel & Turner, 1979; Turner & Reynolds, 2012). La identificación con el grupo consiste en un vínculo de un individuo con un grupo en el que se destaca la identidad social, y es esta identidad la que motiva la conducta progrupo (Tajfel & Turner, 1979). La identificación con el grupo se caracteriza por: a) un funcionamiento de tipo hidráulico entre la identidad social y personal, de modo que cuando una es saliente o sobresale la otra es menos saliente, y la identidad más saliente en un momento es definida por el contexto; y b) una visión de los miembros del grupo como intercambiables, y de su relevancia en cuanto representan las características prototípicas del grupo (Swann et al., 2012; Yzerbyt & Demoulin, 2010). La identificación con el grupo no explicaría adecuadamente el que una persona esté dispuesta a realizar conductas extremas progrupo como lo hace un individuo que experimenta fusión de identidad; dado que los individuos con estas conductas se caracterizan porque sus acciones pueden activarse tanto por su identidad personal como por la social; sus miembros/as establecen lazos no solo con el grupo como un todo, sino también con los otros/as miembros/as por sí mismos, y este vínculo con el grupo tiende a mantenerse estable a lo largo del tiempo (Fredman et al., 2015; Swann et al., 2012; Whitehouse et al., 2014).

Consistentemente, la fusión de identidad ha mostrado mayor capacidad predictiva de la conducta extrema progrupo que la identificación con el grupo (Fredman et al., 2015; Gómez & Vázquez, 2015; Gómez et al., 2019). Además, la fusión de identidad es capaz de explicar otro tipo de conductas progrupo, por ejemplo, donar dinero al grupo, negar sus conductas negativas,

participar en protestas normativas por el grupo, censurar opiniones contrarias a la propia, entre otras (Ashokkumar et al., 2020; Gómez et al., 2020; Henríquez et al., 2020; Kunst et al., 2018).

Hasta la fecha la fusión de identidad se ha evaluado a través de tres instrumentos de autorreporte. Dos de ellos de carácter pictórico: en uno de ellos cada participante elige la figura que mejor refleja su relación con su grupo, cada figura está conformada por dos círculos con distintos niveles de traslape entre ellos, en la que un círculo representa a la persona y el otro al grupo (fusión pictórica; Swann et al., 2009); y en el otro, el participante manipula en un computador la distancia entre los dos círculos hasta llegar a la distancia que representa su grado de relación con el grupo (fusión pictórica dinámica; Jiménez et al., 2015). La tercera medida, la Escala verbal de fusión de identidad, consiste en un cuestionario con siete ítems que abordan los dos conceptos principales de la fusión de identidad: *conexión con el grupo* (ítems 1 a 4, corresponde a la creencia de que las personas son funcionalmente equivalentes a los otros miembros el grupo), y *fuerza recíproca*, (ítems 4 a 7, corresponde a la creencia de que el sujeto y el grupo se fortalecen recíprocamente, de modo que el individuo estaría dispuesto a poner en riesgo su vida por los otros miembros y piensa que los demás harían lo mismo; Gómez, Brooks et al., 2011; Gómez & Vázquez, 2015). El ítem 4 es parte de ambos factores según la propuesta de Gómez, Brooks et al. (2011), es decir, que representa los conceptos de conexión con el grupo y fuerza recíproca mencionados. Diversos estudios de confiabilidad de esta Escala han reportado valores α entre .70 y .95 (Besta et al., 2014; Besta., 2015; Buhrmester et al., 2014; Gómez, Brooks et al., 2011; Swann, Buhrmester et al., 2014; Swann, Gómez et al., 2014), con muestras de distintos países. El presente estudio se propuso analizar la estructura factorial de la Escala verbal de la fusión de identidad (Gómez et al., 2011) en una muestra chilena, dada su mayor capacidad predictiva de la conducta extrema progrupo (Jiménez et al., 2015).

La estructura factorial de la Escala verbal de fusión de identidad ha sido evaluada en cuatro estudios que usaron al país como grupo de referencia. Específicamente, Gómez, Brooks et al. (2011) elaboraron este instrumento en inglés y castellano, y evaluaron los ajustes en dos estudios en población de España y Estados Unidos. En una muestra universitaria española, la estructura unifactorial (CFI = .989; NFI = .987; GFI = .991; RMSEA = .053) presentó mejor ajuste que la bifactorial (CFI = .971; NFI = .969; GFI = .977; RMSEA = .083). Lo mismo ocurrió con una muestra estadounidense al comparar el ajuste unifactorial (CFI = .982; NFI = .969; GFI = .975; RMSEA = .070) con el bifactorial (CFI = .969; NFI = .956; GFI = .964; RMSEA = .092). Un tercer estudio informó una apropiada estructura unifactorial (CFI = .980; TLI = .960; RMSEA < .070) en una muestra de la población brasileña, pero no evaluó la bifactorial (Bortolini et al., 2018). Un cuarto estudio realizado con inmigrantes colombianos en Chile reportó un inadecuado modelo unifactorial (CFI = .911; TLI = .866; RMSEA = .115), y uno bifactorial con el ítem 4 solo cargando en el factor fuerza recíproca (CFI = .979; TLI = .963; RMSEA = .060), por lo que se analizó el modelo bifactorial sin dicho ítem (CFI = .984; TLI = .971; RMSEA = .057), siendo este último modelo de mejor ajuste que el unifactorial (Henríquez et al., 2019). En este último estudio la confiabilidad del modelo bifactorial fue $\alpha = .92$ para ambos factores, sin considerar el ítem 4.

En cuanto a las cargas factoriales, los cuatro estudios mencionados reportaron altos valores ($> .600$) para el modelo unifactorial y bifactorial, salvo Bortolini et al. (2018) con el ítem 6 (.580). Con respecto al ajuste de los modelos, los resultados son dispares. Gómez et al. (2011) reportaron un mejor ajuste del modelo unifactorial por sobre el bifactorial, mientras que Henríquez et al. (2019) encontraron lo contrario tras eliminar el ítem 4 en el modelo de dos factores. Dada la inexistencia de estudios sobre la estructura factorial de esta Escala en población chilena, el presente estudio se propuso evaluar y comparar las estructuras unifactorial y bifactorial de la Escala verbal de fusión de identidad (Gómez et al., 2011) en una muestra chilena.

Método

En el presente estudio, de carácter empírico-analítico, se analizó la estructura factorial de un instrumento (Escala verbal de fusión de identidad) para evaluar el comportamiento de la fusión de identidad con el país en una muestra chilena. Se enmarca en una investigación más amplia cuyo propósito es evaluar el efecto de la fusión de identidad sobre la respuesta a un dilema moral (no publicada).

Participantes

El muestreo fue por conveniencia, y la muestra estuvo compuesta de 411 estudiantes universitarios/as chilenos/as (270 mujeres, edad media = 24.45 años, DT = 5.89), principalmente de las carreras de Ingeniería y Geología (28.47 %), Medicina y Nutrición (25.79 %), Ciencias Veterinarias y Pecuarias (16.30 %) y Ciencias Sociales (9.49 %), de las Universidades de Concepción (30.90 %), de Chile (24.57 %) y Católica de Temuco (9.49 %).

Para recolectar la muestra, se contactó a las universidades chilenas y se les solicitó su apoyo para que invitaran a participar a sus estudiantes, vía correo electrónico. Los/as estudiantes recibieron la invitación con un enlace que los dirigió a una página provista por el sistema de investigación en línea *SurveyMonkey*. Allí se exponían los objetivos y condiciones del estudio, y quienes decidieron participar aprobaron el consentimiento informado de manera virtual. Tras esto, indicaron su edad, género, la universidad a la que pertenecían y la carrera que adelantaban, y luego completaron la Escala verbal de fusión de la identidad. La lectura y aprobación del consentimiento informado, la información demográfica y la aplicación de la Escala tuvo una duración de cuatro minutos aproximadamente. Se excluyó las respuestas de las personas que no contestaran todas las preguntas, respondieran el cuestionario más de una vez, o no pertenecieran a las universidades contactadas.

Instrumentos

Escala Verbal de Fusión de Identidad. Se utilizó la versión en castellano (Gómez, Brooks et al., 2011). Evalúa los sentimientos que subyacen a la fusión de identidad. Cada participante indica cuánto siente que las afirmaciones reflejan su relación con su país, desde 0 (Totalmente en

desacuerdo) hasta 6 (Totalmente de acuerdo): “Soy uno/a con mi país”, “Me siento inmerso/a en mi país”, “Tengo una profunda conexión emocional con mi país”, “Mi país soy yo”, “Haría por mi país más que cualquiera de los otros miembros de mi país”, “Soy fuerte gracias a mi país”, “Hago fuerte a mi país”.

Análisis de datos

Se realizó un análisis factorial confirmatorio usando el programa R y el paquete Lavaan (Rosseel, 2012). En cuanto al cálculo de la bondad del ajuste, el estadístico χ^2 es sensible al tamaño muestral, siendo relativamente fácil rechazar la hipótesis nula en un modelo con buen ajuste cuando la muestra es mayor a 200 casos (Hair et al., 1999; Ruiz et al., 2010). Por tanto, se usó como condición de buen ajuste $\chi^2/df < 3$ (Schreiber et al., 2006). Asimismo, se consideraron los siguientes indicadores y los respectivos puntos de corte para un buen ajuste: TLI $> .95$, CFI $> .95$, RMSEA $< .08$, y SRMR $< .08$ (Mîndrilă, 2010; Schreiber, 2017). En cuanto a la confiabilidad, se utilizó la siguiente convención para el coeficiente alfa de Cronbach (Alexandre et al., 2013): muy bajo ($\alpha < .30$), bajo ($.30 < \alpha \leq .60$), moderado ($.60 < \alpha \leq .75$), alto ($.75 < \alpha \leq .90$), y muy alto ($\alpha > .90$). Se consideró que hay diferencias entre los ajustes de los modelos si el $\Delta\chi^2$ es significativo y los valores de $|\Delta CFI|$, $|\Delta RMSEA|$, y $|\Delta SRMR|$ son superiores a .01 (Kong, 2017; Miaja et al., 2021), y $|\Delta AIC| > 10$ (Mohsin et al., 2013).

Aspectos éticos

La investigación general que enmarca el presente estudio fue aprobada por el Comité de Ética de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de Chile. Los/as participantes dieron su consentimiento informado de manera virtual. Se siguieron los lineamientos éticos contenidos en la Declaración de Helsinki.

Resultados

Los estadísticos descriptivos y correlaciones de los ítems de la Escala se encuentran en la [Tabla 1](#). La normalidad multivariada (asimetría y curtosis) se evaluó a través de la prueba de Mardia (Mardia, 1974). De acuerdo con esta, no existe evidencia de normalidad multivariante (asimetría: $b = 427.27$, $p = .00$; Curtosis: $b = 12.39$, $p = .00$). Por lo tanto, para los análisis se utilizó el método de estimación de máxima verosimilitud robusta (MLR), porque funciona adecuadamente cuando no se cumple el supuesto de normalidad multivariante (Muthén & Muthén, 1998-2017).

El ajuste de la Escala verbal de fusión de identidad en los modelos unifactorial y bifactoriales está detallado en la [Tabla 2](#).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y correlaciones de los ítems de la Escala verbal de fusión de identidad.

	Media	DT	Correlaciones					
Ítem 1	2.61	1.77						
Ítem 2	3.26	1.70	0.65					
Ítem 3	3.10	1.88	0.65	0.67				
Ítem 4	1.97	1.90	0.57	0.48	0.51			
Ítem 5	1.62	1.77	0.58	0.45	0.58	0.60		
Ítem 6	1.46	1.67	0.60	0.46	0.54	0.53	0.59	
Ítem 7	2.68	1.89	0.46	0.46	0.54	0.44	0.51	0.54

Nota: Todas las correlaciones fueron significativas con $p < .001$.

Tabla 2. Índices de ajuste de la Escala verbal de fusión de identidad.

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	RMSEA IC 90%		AIC
								Inf.	Sup.	
Unifactorial	73.581	14	5.26	.946	.919	.042	.116	.091	.143	10184.990
Bifactorial (ítem 4 en ambos factores)	40.044	12	3.34	.975	.957	.030	.085	.057	.115	10143.456
Bifactorial (sin ítem 4)	28.783	8	3.60	.977	.957	.028	.091	.057	.128	8686.403

Nota. Todos los valores de χ^2 fueron significativos con $p < .001$.

El modelo unifactorial no cumplió las condiciones para un buen ajuste ya que $\chi^2/gl > 3$, $TLI < .95$ y $RMSEA > .080$. No obstante, mostró una confiabilidad muy alta (.910).

En el modelo bifactorial con el ítem 4 en ambos factores presentan un buen ajuste (χ^2/gl y $RMSEA$ estuvieron cercanos al punto de corte). Al igual que en el estudio de Henríquez et al. (2019), el ítem 4 cargó en el factor fuerza recíproca (.619), pero no en conexión con el grupo (.111). Así, se probó la estructura bifactorial sin el ítem 4 (ver Tabla 2). Los modelos bifactoriales no difirieron entre sí en los valores $|\Delta CFI|$, $|\Delta RMSEA|$, y $|\Delta SRMR|$, ya que todos fueron $< .01$. Las únicas diferencias se encontraron a favor de la estructura factorial sin el ítem 4 en cuanto a $\Delta\chi^2(4) = 11.261$, $p = .024$, y $|\Delta AIC| = 1457.053 > 10$. Considerando todos los indicadores para comparar estos modelos bifactoriales, no hay diferencias entre ellos, ya que el menor valor AIC podría explicarse por la eliminación de un parámetro. A su vez, el modelo unifactorial tuvo un peor ajuste que el modelo bifactorial con el ítem 4 en ambos factores ($\Delta\chi^2(2) = 33.537$, $p < .001$, $|\Delta CFI| = .029 > .01$, $|\Delta RMSEA| = .031 > .01$, $|\Delta SRMR| = .012 > .01$, y $|\Delta AIC| = 41.534 > 10$), y

el modelo sin el ítem 4 ($\Delta\chi^2(6) = 44.798$, $p < .001$, $|\Delta CFI| = .031 > .01$, $|\Delta RMSEA| = .025 > .01$, $|\Delta SRMR| = .014 > .01$, y $|\Delta AIC| = 1498.587 > 10$).

Las confiabilidades del modelo bifactorial fueron altas con el ítem 4 en ambos factores (ítems 1 a 4: .880, ítems de 4 a 7: .860), y sin el ítem 4 (ítems de 1 a 3: .870, ítems de 5 a 7: .830).

Discusión

El objetivo del presente estudio fue analizar la estructura factorial de la Escala verbal de fusión de identidad en una muestra chilena. Los resultados indicaron un buen ajuste de la estructura bifactorial, sea con o sin el ítem 4 en ambos factores, por lo que no se justifica eliminarlo; mientras que la estructura unifactorial no mostró un buen ajuste. Asimismo, los índices de confiabilidad de los modelos unifactorial y bifactorial fueron altos ($> .800$) y similares a los valores reportados en la literatura para el modelo de un factor (.70 - .95; e.g., Besta et al., 2014; Buhrmester et al., 2014; Gómez, Brooks et al., 2011; Swann, Buhrmester et al., 2014) y de dos factores (.92 para ambos factores eliminando el ítem 4; Henríquez et al., 2019).

En cuanto a la bondad del ajuste, se obtuvo un mejor ajuste de la estructura bifactorial de siete ítems (vs. modelo unifactorial). Este resultado es similar al reportado por Henríquez et al. (2019) en población colombiana inmigrante en Chile, en el que los modelos bifactoriales con o sin el ítem 4 no difieren entre sí en cuanto a los valores CFI y RMSEA. Además, coincide la correlación entre los factores conexión con el grupo y fuerza recíproca en el modelo bifactorial con el ítem 4 del presente estudio (.870) y sin el ítem 4 (.882) del estudio de Henríquez et al. (2019). No es posible la comparación con los hallazgos de Bortolini et al. (2018), dado que estos autores no evaluaron el modelo bifactorial. Contrariamente, Gómez, Brooks et al. (2011) encontraron un mejor ajuste del modelo unifactorial (vs. bifactorial) en muestras de estadounidenses y españoles. Futuros estudios podrían evaluar si estas diferencias en los ajustes de los modelos puedan relacionarse con aspectos propios del contexto y origen de los individuos que conforman las muestras, por ejemplo, la concepción del país. Asimismo, siguiendo lo desarrollado por Henríquez et al. (2019), se podrían realizar análisis de validez convergente y divergente relacionando la Escala verbal de fusión de identidad con otras escalas ad-hoc, y de este modo comprobar si se replican los resultados con muestras de diversos países, especialmente del contexto latinoamericano.

Cabe mencionar que el presente estudio examinó la estructura factorial de la Escala verbal de fusión de identidad de una muestra de estudiantes chilenos específicamente con Chile como grupo de referencia, por lo que los resultados no son directamente extrapolables a otros grupos; dado el carácter situado y específico del sentimiento de fusión de identidad (Swann et al., 2010).

En cuanto a las limitaciones de este estudio, podría pensarse que la recolección de la información *vía online* no permitió controlar el contexto de respuesta de los participantes. No

obstante, la investigación *online* ha mostrado un bajo rango para el riesgo de respuestas que podrían ser calificadas de deshonestas, y resultados consistentes con los de estudios realizados en vivo (Gosling et al., 2004; Paolacci et al., 2010). Otra limitación es que se trabajó con una muestra universitaria, usada con frecuencia en los estudios de fusión de identidad (Henríquez et al., 2020), por lo que no sería extrapolable a otros segmentos de la población chilena. Y dado que la selección de la muestra en el ámbito universitario fue por conveniencia y no aleatoria, no es representativa de los estudiantes del país. Así, los resultados deben ser tomados con cautela y futuros estudios deben considerar muestras más representativas. Pese a esta limitación, el presente estudio reporta la estructura factorial de una escala usada con frecuencia para evaluar el concepto de fusión de identidad, relevante para explicar las conductas progrupo.

Agradecimientos

Agradecemos a Dr. Rodrigo Asún, Dr. Roberto González, Dr. José Luis Saiz, Dr. Aaron Cortés, y Dr. William Swann y su equipo de Trabajo por sus aportes conceptuales y metodológicos.

Declaración de interés

Los autores declaran no tener ningún potencial conflicto de interés. El manuscrito se adhiere a las pautas éticas especificadas en el Código de Conducta de la APA, así como a las pautas éticas nacionales de los autores.

Este trabajo ha sido financiado parcialmente con el aporte de Becas CONICYT-PCHA/Doctorado Nacional/2015-21151651. La agencia de financiamiento no tuvo un rol en la conceptualización, diseño, recolección de datos, análisis, decisión de publicar o preparación de este manuscrito.

Referencias

- Alexandre, N., Gallasch C., Lima M., & Rodrigues R. (2013). Reliability in the development and evaluation of measurement instruments in the health field. *Revista Eletrônica de Enfermagem*, 15(3), 802-809. <http://dx.doi.org/10.5216/ree.v15i3.20776>
- Ashokkumar, A., Talaifar, S., Fraser, W. T., Landabur, R., Buhrmester, M., Gómez, Á., ... Swann W. B. (2020). Censoring political opposition online: Who does it and why. *Journal of Experimental Social Psychology*, 91, 104031. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2020.104031>
- Besta, T., Gómez, Á., & Vázquez, A. (2014). Readiness to deny group's wrongdoing and willingness to fight for its members: The role of poles' identity fusion with the country and religious group. *Current Issues in Personality Psychology*, 2, 49–55. <http://dx.doi.org/10.5114/cipp.2014.43101>
- Besta, T., Mattingly, B., & Błażek, M. (2015). When membership gives strength to act: Inclusion of the group into the self and feeling of personal agency. *The Journal of Social Psychology*, 156(1), 56-73. <http://dx.doi.org/10.1080/00224545.2015.1053838>

- Bortolini, T., Newson, M., Natividade, J. C., Vázquez, A., & Gómez, Á. (2018). Identity fusion predicts endorsement of pro-group behaviours targeting nationality, religion, or football in Brazilian samples. *British Journal of Social Psychology, 57*(2), 346-366. <http://dx.doi.org/10.1111/bjso.12235>
- Buhrmester, M., Fraser, W., Lanman, J., Whitehouse, H., & Swann, W. (2014). When terror hits home: Identity fused Americans who saw Boston bombing victims as ‘family’ provided aid. *Self and Identity, 14*, 253–270. <http://dx.doi.org/10.1080/15298868.2014.992465>
- Fredman, L., Buhrmester, M., Gómez, Á., Fraser, W., Talaifar, S., Brannon, S., ... Swann, W. (2015). Identity fusion, extreme pro-group behavior, and the path to defusion. *Social and Personality Psychology Compass, 9*, 468-480. <http://dx.doi.org/10.1111/spc3.12193>
- Gómez, Á., Brooks, M., Buhrmester, M., Vázquez, A., Jetten, J., & Swann, W. (2011). On the nature of identity fusion: Insights into the construct and a new measure. *Journal of Personality and Social Psychology, 100*, 918–933. <http://dx.doi.org/10.1037/a0022642>
- Gómez, Á., Chinchilla, J., Vázquez, A., López-Rodríguez, L., Paredes, B., & Martínez, M. (2020). Recent advances, misconceptions, untested assumptions, and future research agenda for identity fusion theory. *Social and Personality Psychology Compass, 14*(6), 1-15. <https://doi.org/10.1111/spc3.12531>.
- Gómez, Á., Morales, J., Hart, S., Vázquez, A., & Swann, W. (2011). Rejected and excluded forever more, but even more devoted: Irrevocable ostracism intensifies loyalty to the group among identity fused persons. *Personality and Social Psychology, 100*(5), 918–933. <https://doi.org/10.1037/a0022642>
- Gómez, A., & Vázquez, A. (2015). The power of ‘feeling one’ with a group: Identity fusion and extreme pro-group behaviors. *International Journal of Social Psychology, 30*, 481–511. <https://doi.org/10.1080/02134748.2015.1065089>
- Gómez, Á., Vázquez, A., López-Rodríguez, L., Talaifar, S., Martínez, M., Buhrmester, M. D., ... Swann Jr, W. B. (2019). Why people abandon groups: Degrading relational vs collective ties uniquely impacts identity fusion and identification. *Journal of Experimental Social Psychology, 85*, 1-16. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2019.103853>
- Gosling, S., Vazire, S., Srivastava, S., & John, O. (2004). Should we trust web-based studies? A comparative analysis of six preconceptions about internet questionnaires. *American Psychologist, 59*(2), 93-104. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.59.2.93>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (1999). *Análisis multivariante*. (5° ed.). Prentice Hall.
- Henrich, J., Heine, S. J., & Norenzayan, A. (2010). Most people are not WEIRD. *Nature, 466*(7302), 29. <https://www.nature.com/articles/466029a>
- Henríquez, D., Urzúa, A., & López-López, W. (2019). Fusión de identidad en migrantes: análisis psicométrico de la escala verbal. *Suma Psicológica, 26*(2), 86-93. <http://dx.doi.org/10.14349/sumapsi.2019.v26.n2.4>
- Henríquez, D., Urzúa, A., & López-López, W. (2020). Identity fusion: A systematic review. *Acta Colombiana de Psicología, 23*(2), 383-409. <https://doi.org/10.14718/ACP.2020.23.2.15>

- Jiménez, J., Gómez, Á., Buhrmester, M., Vázquez, A., Whitehouse, H., & Swann, W. (2015). The dynamic identity fusion index: A new continuous measure of identity fusion for web-based questionnaires. *Social Science Computer Review*, *34*, 215–228. <https://doi.org/10.1177/0894439314566178>
- Kong, F. (2017). The validity of the Wong and Law Emotional Intelligence Scale in a Chinese sample: tests of measurement invariance and latent mean differences across gender and age. *Personality and Individual Differences*, *116*, 29–31. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.04.025>
- Kunst, J. R., Boos, B., Kimel, S. Y., Obaidi, M., Shani, M., & Thomsen, L. (2018). Engaging in extreme activism in support of others' political struggles: The role of politically motivated fusion with out-groups. *PloS one*, *13*(1), 1-30. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0190639>
- Landabur, R., Miguez, G., Laborda, M., & Salinas, M. I. (2022). Why do people self-sacrifice for their country? The roles of Identity fusion and empathic concern. *PsyCh Journal*, *11*(1), 55-64. <https://doi.org/10.1002/pchj.495>
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, *36*, 115-128.
- Miaja, M., Moral, J., Fonseca, A., Cruz, M., Villarreal, C., Becerril, A., ... Ferrigno, A. (2021). Factor structure, internal consistency and distribution of Female Sexual Function Index among Mexican women with early diagnostic of breast cancer. *Psicooncología*, *18*(2), 293-316. <https://revistas.ucm.es>
- Mohsin, N., Mourad, G., Faure, M., Szawarc, I., & Bringer, J. (2013). Metabolic syndrome performs better than the individual factors in predicting renal graft outcome. *Transplantation proceedings*, *45*(10), 3517–3519. <https://doi.org/10.1016/j.transproceed.2013.09.013>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus User's Guide*. (8° ed.). Muthén & Muthén.
- Paolacci, G., Chandler, J., & Ipeirotis, P. (2010). Running experiments on Amazon Mechanical Turk. *Judgment and Decision Making*, *5*(5), 411–419. Recuperado de <https://repub.eur.nl>.
- 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>.
- Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, *31*(1), 34-45. Recuperado de <http://www.papelesdelpsicologo.es>.
- Schreiber, J. B. (2017). Update to core reporting practices in structural equation modeling. *Research in Social and Administrative Pharmacy*, *13*(3), 634-643. <http://dx.doi.org/10.1016/j.sapharm.2016.06.006>.
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, *99*(6), 323–337. <http://dx.doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>.

- Swann, W. B., Jr., Buhrmester, M., Gómez, Á., Jetten, J., Bastian, B., Vázquez, A., ... Zhang, A. (2014). What makes a group worth dying for? Identity fusion fosters perception of familial ties, promoting self-sacrifice. *Journal of Personality and Social Psychology*, *106*(6), 912–926. <https://doi.org/10.1037/a0036089>
- Swann, W. B., Jr., Gómez, Á., Buhrmester, M., López-Rodríguez, L., Jiménez, J., & Vázquez, A. (2014). Contemplating the ultimate sacrifice: Identity fusion channels pro-group affect, cognition, and moral decision making. *Journal of Personality and Social Psychology*, *106*(5), 713-727. <https://doi.org/10.1037/a0035809>
- Swann, W. B., Jr., Gómez, Á., Dovidio, J., Hart, S., & Jetten, J. (2010). Dying and killing for one's group: Identity fusion moderates responses to intergroup versions of the trolley problem. *Psychological Science*, *21*, 1176–1183. <https://doi.org/10.1177/0956797610376656>
- Swann, W. B., Jr., Gómez, Á., Seyle, C., Morales, J., & Huici, C. (2009). Identity fusion: The interplay of personal and social identities in extreme group behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, *96*, 995-1011. <https://doi.org/10.1037/a0013668>
- Swann, W. B., Jr., Jetten, J., Gómez, Á., Whitehouse, H., & Bastian, B. (2012). When group membership gets personal: A theory of identity fusion. *Psychological Review*, *119*, 441-456. <https://doi.org/10.1037/a0028589>
- Tajfel, H. (1974). Social identity and intergroup behaviour. *Social Science Information*, *13*(2), 65-93.
- Tajfel, H., & Turner, J. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. En W.G. Austin y S. Worchel (Eds.), *The Social Psychology of intergroup relations* (pp. 33-47). Brooks- Cole.
- Turner, J.C., & Reynolds, K. (2012). Self-categorization theory. En P. Van Lange, A. Kruglanski & E. Higgins (Eds.), *Handbook of Theories of Social Psychology* (pp. 399-417). SAGE.
- Whitehouse, H., McQuinn, B., Buhrmester, M., & Swann, W. (2014). Brothers in arms: Libyan revolutionaries bond like family. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *111*, 17783-17785. <https://doi.org/10.1073/pnas.1416284111>
- Yzerbyt, V., & Demoulin, S. (2010). Intergroup relations. En S. Fiske, D. Gilbert & G. Lindzey (Eds.), *Handbook of Social Psychology* (pp. 1024-1083). John Wiley & Sons.