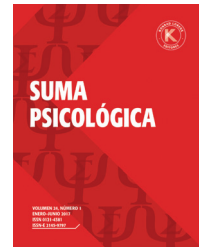




SUMA PSICOLÓGICA

<http://editorial.konradlorenz.edu.co/suma-psicologica.html>



Fusión de identidad en migrantes: análisis psicométrico de la escala verbal

Diego Henríquez^a, Alfonso Urzúa^{a,*} y Wilson López^b

^a Escuela de Psicología, Universidad Católica del Norte, Chile

^b Facultad de Psicología, Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia

Recibido el 27 de junio de 2019; aceptado el 16 de octubre de 2019

PALABRAS CLAVE

Fusión de identidad, migración, identidad, psicometría

Resumen El objetivo de la presente investigación es analizar las propiedades psicométricas de la escala verbal de fusión de identidad propuesta por Gómez et al. (2011), en una muestra de migrantes colombianos residentes en tres ciudades diferentes de Chile. El muestreo fue por conveniencia y se encuestaron a 959 participantes, de los cuales 49.3% fueron hombres y 50.7% mujeres, con una edad promedio de 35, 46 años ($DE=10.23$). Se realizaron estimaciones de fiabilidad, análisis factoriales confirmatorios y modelo de ecuaciones estructurales. Los resultados dan evidencia de un buen ajuste de la bifactorial estructura de la escala ($RMSEA=.069$; $CFI=.979$; $TLI=.960$), con adecuados niveles estimados de fiabilidad (sentimientos de conexión: $\alpha=.92$; $\omega=.93$; fuerza recíproca: $\alpha=.92$; $\omega=.92$). Además, probamos que la escala se relaciona de manera positiva con otras dos variables identitarias: la subescala importancia de la identidad colectiva de la escala de autoestima colectiva de Luhtanen y Crocker (1992), y una escala *ad-hoc* construida a partir de algunos elementos de la escala de identidad étnica validada por Smith (2002) en Costa Rica. Finalmente, se concluye que las puntuaciones de la escala de fusión de identidad poseen evidencia suficiente para sustentar su uso en investigaciones sobre población migrante colombiana en Chile.

© 2019 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Identity fusion, migration, identity, psychometrics

Identity fusion in migrants: psychometric analysis of verbal scale

Abstract The objective of the present investigation is to analyze the psychometric properties of the verbal identity fusion scale proposed by Gómez et al. (2011), in a sample of Colombian migrants residing in three different cities in Chile. Sampling was for convenience and 959 participants were surveyed. 49.3% were men and 50.7% were women, with an average age of 35.46 years ($SD=10.23$). Reliability estimates, confirmatory factor analyzes and structural equations model were made. The results give evidence of a good adjustment of the bifactorial scale structure ($RMSEA=.069$; $CFI=.979$; $TLI=.960$), with adequate estimated levels of reliability

* Autor para correspondencia.
Correo electrónico: alurzua@ucn.cl.

(connection: $\alpha=.92$; $\omega=.93$; reciprocal force: $\alpha=.92$; $\omega=.92$). In addition, we prove that the scale is positively related to two other identity variables: Importance of the Collective Identity subscale of the Luhtanen & Crocker Collective Self-Esteem Scale (1992), and an ad hoc scale constructed from some elements of the scale of Ethnic Identity validated by Smith (2002) in Costa Rica. Finally, it is concluded that the scores of the identity fusion scale have sufficient evidence to support its use in research on the Colombian migrant population in Chile.

© 2019 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Los procesos de identidad grupal resultan críticos para comprender las dinámicas psicológicas ligadas a la migración. Estos procesos repercuten tanto a los individuos que migran como a las comunidades que los reciben. Uno de los constructos que podría dar luces de algunos de estos procesos identitarios en el contexto migratorio, es la fusión de identidad. En este sentido, resulta determinante comprender cómo funciona la fusión de identidad en las personas migrantes. Para esto, es preciso dar evidencia de validez y fiabilidad de la escala verbal de fusión de identidad (EVFI, en adelante), en un contexto que no ha sido probado antes, población migratoria en Latinoamérica. Es por ello por lo que el propósito de este estudio es analizar las propiedades psicométricas de la EVFI en migrantes colombianos residentes en Chile.

La fusión de la identidad se define como un sentimiento visceral de unión entre el yo personal (características idiosincráticas de cada individuo) y el yo social (características que vinculan al individuo con algún grupo social), de modo que los límites entre los dos se vuelven porosos (Gómez, López-Rodríguez, Vázquez, Paredes & Martínez, 2016). Esto se traduce en un arraigado sentimiento de conexión con el grupo, en donde el yo personal y el yo social se perciben con límites porosos y permeables (Gómez & Vázquez, 2015).

La Teoría de la Fusión de Identidad (TFI, en adelante) tan solo lleva una década de desarrollo a partir de la propuesta de Swann, Gómez, Seyle, Morales y Huici (2009), la que nace con la intención de dar respuesta al por qué algunos individuos son capaces de realizar sacrificios extremos, al punto de dar la vida por su grupo (Gómez et al., 2016). Las personas fusionadas crean vínculos emocionales muy fuertes con los miembros del grupo, dado que para los fusionados, las personas que conforman el grupo son valoradas por sus cualidades personales, más allá de ser considerados meramente como sujetos intercambiables dentro del grupo (Swann, Gómez et al., 2014), siendo esta la razón por la que las personas fusionadas tratan al grupo como parte de su familia, llegando a desarrollar conductas agenciales extremas a favor de este (Besta, 2018).

Diversos estudios han evidenciado que la fusión de identidad puede ser un fuerte predictor de conductas extremas que requieren un sacrificio personal en beneficio del grupo (e.g., Besta, 2014; Whitehouse, McQuinn, Buhrmester & Swann, 2014). En ocasiones, estas conductas extremas pueden ser violentas y agresivas, llegando a dañar a otras personas (e.g., extremistas religiosos). Sin embargo, también hay conductas extremas que se ejecutan sin necesidad de perjudicar a individuos externos al grupo (e.g., donaciones, voluntariado), pero que de todos modos requieren un gran sacrificio del individuo (e.g., Gómez, Morales, Hart, Vázquez & Swann, 2011; Segal, Jong & Halberstadt, 2018; Swann, Gómez, Huici, Morales & Hixon, 2010).

Se han propuesto cuatro principios fundamentales que constituirían la TFI: el yo personal agente, la sinergia de la identidad, los lazos relacionales y la irrevocabilidad (Swann, Jetten, Gómez, Whitehouse & Bastian, 2012), los cuales han sido corroborados en múltiples investigaciones (e.g., Besta, Mattingly & Blázquez, 2016; Heger & Gaertner, 2018; Vázquez, Gómez & Swann, 2017). El principio del yo personal agente se refiere a que el sujeto fusionado mantiene conductas intencionadas que van en beneficio del grupo, tanto como si lo fueran en beneficio propio, sintiéndose responsable tanto de lo que le afecta al grupo como de las acciones que el mismo grupo inicia. El principio de sinergia de la identidad se refiere a la sincronía que desarrolla el yo personal con el yo social, decantando en conductas desde cualquiera de las dos identidades que resultan en respuestas equivalentes. El principio de los lazos relacionales se refiere a que los sujetos fusionados ven a los miembros del grupo como seres integrales, reconociéndoles y apreciando tanto las identidades personales como sociales, creando de esta forma un vínculo cohesionado con los miembros del grupo. Finalmente, el principio de irrevocabilidad tiene que ver con que las personas fusionadas tienden a mantener su estatus de fusionado, ya que el vínculo emocional asociado a la unicidad que mantiene con el grupo es más fuerte y gratificante a través del tiempo, dado que este vínculo refuerza el sentido de su yo social y su yo personal (Gómez & Vázquez, 2015; Gómez et al., 2016).

A la fecha, se han reportado tres formas diferentes de medir la fusión de identidad: un ítem pictórico único (Swann et al., 2009), una aplicación digitalizada del ítem pictórico propuesto inicialmente (DIFI: *Dynamic Identity Fusion Index*; Jiménez et al., 2015) y una escala verbal de siete ítems (Gómez, Brooks et al., 2011), la cual analizaremos psicométricamente en el presente estudio.

La escala verbal de siete ítems creada por Gómez, Brooks et al. (2011) mide la fusión de identidad por medio de dos componentes claves: sentimientos de conexión y fuerza recíproca con el grupo. Los sentimientos de conexión hacen referencia a un poderoso sentido de imbricación con el grupo, donde la persona fusionada se percibe a ella misma y los otros miembros del grupo como funcionalmente iguales (Gómez & Vázquez, 2015). En cuanto a la fuerza recíproca con el grupo, esta refiere a la convicción de que ellos/as y el grupo, harán cualquier cosa por los demás miembros del grupo, ambos reforzándose mutuamente (Gómez, Brooks et al., 2011).

La EVFI ha mostrado evidencia de poder predecir: la predisposición a luchar, morir o autosacrificarse por el grupo (e.g., Swann, Buhrmester et al., 2014; Swann, Gómez et al., 2014); (en caso de sufrir de ostracismo) conductas compensatorias con el fin de permanecer en el grupo (Gómez, Morales et al., 2011); y la predisposición a negar o invisibilizar

algún comportamiento reprobable por parte del grupo o alguno de sus miembros (Besta, Gómez & Vázquez, 2014).

Pese a que la escala se ha utilizado en numerosos estudios, las propiedades psicométricas de la EVFI han sido reportadas en solo dos investigaciones (Bortolini, Newson, Natividade, Vázquez & Gómez, 2018; Gómez, Brooks et al., 2011). Gómez, Brooks et al. (2011) construyeron la EVFI tanto en castellano como en inglés, y dieron evidencia de la estructura interna del test reportando una estructura unifactorial (CFI=.989; NFI=.987; GFI=.991; RMSEA=.053) y bifactorial (CFI=.971; NFI=.969; GFI=.977; RMSEA=.083) con los siete ítems de la escala. Igualmente, dieron evidencias de fiabilidad por medio de la estimación del coeficiente Alpha de Cronbach ($\alpha=.84$) y la estabilidad temporal del test ($r=.71$). Además, reportaron evidencias de validez convergente (relacionándolo con la escala pictórica de fusión de identidad; Swann et al., 2009), discriminante (relacionándolo con la escala de identidad grupal; Mael & Ashforth, 1992), y predictiva (relacionándolo, luego de seis meses, con la escala luchar y morir; Swann et al., 2009). Es importante mencionar que Gómez, Brooks et al. (2011) realizaron su investigación en tres muestras de diferentes culturas (i.e., estadounidenses, españoles e inmigrantes en España). En el contexto brasileño, Bortolini et al. (2018) adaptaron la EVFI al idioma portugués, y además analizaron sus propiedades psicométricas, dando evidencia de la estructura interna del test, reportando un buen ajuste de la estructura unifactorial de siete ítems (CFI>.95; TLI>.95; RMSEA<.08). Además, dieron evidencia de invarianza métrica del test en tres grupos de referencia diferentes (i.e., nacionalidad, religión y fanáticos del fútbol).

Objetivos de la presente investigación

En este escenario, el propósito de esta investigación es generar evidencias de validez de la EVFI (Gómez, Brooks et al., 2011) por primera vez en el contexto latinoamericano para su uso en población migrante.

Dado que existe un relativo consenso con relación a la estructura unifactorial de la EVFI, hemos planteado una hipótesis *ad-hoc* (H1); sin embargo, considerando que Gómez, Brooks et al. (2011) reportan paralelamente en su estudio una estructura bifactorial, hemos planteado una segunda hipótesis a contrastar (H2).

H1: las puntuaciones de la EVFI mostrarán evidencia de validez estructural en un modelo de medida unifactorial, presentando cargas factoriales altas ($\lambda>.60$) en los siete ítems de la escala y una buena bondad de ajuste (CFI>.95; TLI>.95; RMSEA<.08).

H2: las puntuaciones de la EVFI mostrarán evidencia de validez estructural en un modelo de medida bifactorial, donde los sentimientos de conexión (ítems 1 a 4) reflejarán el primer factor y la fuerza recíproca (ítems 4 a 7) el segundo factor (Gómez, Brooks et al., 2011). Ambos factores presentarán cargas factoriales altas ($\lambda>.60$) y una buena bondad de ajuste del modelo (CFI>.95; TLI>.95; RMSEA<.08).

Además, se analizó la validez de las puntuaciones de la EVFI relacionándolas con dos variables identitarias, de manera similar a lo realizado por Gómez, Brooks et al. (2011) en la validación de la escala en su versión en castellano. Sin embargo, dada la relación teórica de los constructos utilizados

(importancia de la identidad colectiva e identidad étnica) con el concepto de identidad, las hemos considerado como evidencia de validez convergente.

La subescala importancia de la identidad colectiva (IIC, en adelante), que utilizamos, se extrajo de la escala de autoestima colectiva de Luhtanen y Crocker (1992), la cual evalúa los aspectos identitarios que tienen que ver con la pertenencia a grupos sociales y el valor que se le atribuye formar parte de estos grupos. A su vez, la IIC mide la importancia de pertenencia a un grupo social para el autoconcepto. A pesar de que la EVFI y la IIC son medidas de diferentes constructos, ambas son escalas que reflejarían variables teóricamente vinculadas al yo social del individuo, por lo que hipotetizamos que:

H3: las puntuaciones de la EVFI correlacionarán de manera positiva con las puntuaciones de la IIC.

La segunda escala identitaria que utilizaremos para dar evidencias de validez convergente, es una escala *ad-hoc* (sus reactivos se muestran en la tabla 1), construida a partir de algunos elementos de la escala de identidad étnica (Phinney, 1992) validada por Smith (2002) en Costa Rica. Esta escala reflejaría un sentimiento de pertenencia hacia un grupo étnico en específico y el reconocimiento de sus valores culturales como parte de la propia identidad personal. Por tanto, nuestra cuarta hipótesis es:

H4: las puntuaciones de la EVFI correlacionarán de forma positiva con las puntuaciones de la escala *ad-hoc* de identidad étnica (IE, en adelante).

Un segundo objetivo es generar evidencias de fiabilidad siguiendo las recomendaciones de múltiples autores (e.g., Dunn, Baguley & Brunson, 2014; Hoekstra, Vugteveen, Warrens & Kruijven, 2019; Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009), reportando no tan solo el coeficiente Alpha de Cronbach, sino también medidas alternativas como el coeficiente Omega. Este último al estar basado en el modelo de medición congénico, es más robusto al incumplimiento de tau-equivalencia, se estima considerando las cargas factoriales y no requiere que las puntuaciones de error de los ítems no estén correlacionadas; en otras palabras, no necesita cumplir con los supuestos necesarios para la correcta aplicación del Alpha de Cronbach, los cuales rara vez se cumplen en la práctica (Cho & Kim, 2015; Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016).

H5: las puntuaciones de la EVFI mostrarán evidencias de fiabilidad adecuada, presentando coeficientes Alpha de Cronbach y Omega altos ($\alpha>.70$; $\omega>.70$).

Método

Diseño y participantes

El estudio es de carácter instrumental (Ato, López & Benavente, 2013), el tipo de diseño es no experimental, correlacional y transversal. La elección de los participantes se realizó mediante un muestreo intencional, en función de su accesibilidad y cumpliendo con los únicos criterios de inclusión de poseer nacionalidad colombiana y ser mayor de 18 años de edad. Asimismo, para el muestreo también se utilizó la estrategia de “bola de nieve” y se intentó equiparar el porcentaje de hombres y de mujeres.

Participaron 959 migrantes colombianos, 50.4% de ellos/as residentes en Antofagasta ($n=483$), 25.9% Arica ($n=248$) y 23.8% Santiago ($n=228$), Chile. Se consideró la participación de población colombiana en el estudio, puesto que corresponde a la primera mayoría de población extranjera en Chile de reciente llegada (la primera es peruana, pero con un carácter histórico) (Instituto Nacional de Estadísticas, 2018). La edad promedio de los/as participantes fue de 35, 46 años ($DE=10.23$). 486 participantes fueron mujeres (50.7%). Del total de la muestra, el 11.9% ($n=114$) no posee estudios o posee estudios primarios o enseñanza básica incompleta; el 24.6% ($n=236$) con estudios primarios: estudios de enseñanza básica o bachiller elemental; el 32.8% ($n=315$) con estudios secundarios: enseñanza media o bachiller superior; el 8.4% ($n=81$) con estudios técnicos incompletos; el 12.9% ($n=124$) con estudios técnicos completos; el 4.3% ($n=41$) con estudios universitarios medios: diplomaturas o estudios incompletos; el 2.4% ($n=23$) con estudios universitarios superiores completos; el 0.6% ($n=6$) con estudios de posgrado (e.g., maestrías, doctorados), y 2% ($n=19$) fueron valores perdidos. En cuanto a la actividad económica, 69.3% ($n=665$) declara ser un trabajador activo por cuenta propia o ajena, 14.1% ($n=135$) declara estar cesante o buscando trabajo, 6.6% ($n=63$) declara realizar actividades no remuneradas, 3.4% ($n=33$) declara ser estudiante, 0.7% ($n=7$) declara ser jubilado, 2.2% ($n=21$) no sabe o no contesta y 3.6% ($n=35$) fueron valores perdidos.

Instrumentos

El cuestionario del presente estudio constó de cuatro apartados:

1. Datos sociodemográficos, esta sección recogió información acerca del sexo, edad, nivel de estudios y actividad económica.

2. La escala de fusión de identidad verbal (EVFI) de siete ítems en su versión en castellano (Gómez, Brooks et al., 2011). Se contestó en un formato de respuesta Likert, con opciones que van desde 0 (*muy en desacuerdo*) hasta 6 (*muy de acuerdo*), tomando como grupo de referencia el país de Colombia (e.g., “Tengo un profundo vínculo emocional con mi grupo”). Altas puntuaciones reflejan un mayor grado de fusión de identidad. Gómez, Brooks et al. (2011) reportaron que las puntuaciones de la escala tenían buena fiabilidad ($\alpha=.84$).

3. La subescala importancia de la identidad colectiva (Luhtanen & Crocker, 1992) contiene cuatro ítems extraídos y traducidos de la escala original (e.g., “Mi nacionalidad es importante para mí”). Se contestó en formato de respuesta Likert, con opciones que van desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) hasta 7 (*totalmente de acuerdo*). A mayor puntuación, mayor es la importancia que se le da a la identidad colectiva. En nuestro estudio, las puntuaciones de la escala presentaron una buena fiabilidad ($\alpha=.73$; $\omega=.75$).

4. La escala *ad-hoc* de identidad étnica (IE), está constituida por cinco ítems (e.g., “Podría decir que usted es un/a típico/a colombiano/a”). Se extrajeron dos ítems de la escala de identidad étnica validada por Smith (2002). La escala se contestó en un formato de respuesta Likert, con opciones que van desde 1 (*muy en desacuerdo*) hasta 4 (*muy de acuerdo*). Altas puntuaciones reflejan una orientación fuerte y positiva hacia el grupo étnico de referencia.

En nuestro estudio, las puntuaciones de la escala presentaron una buena fiabilidad ($\alpha=.85$; $\omega=.86$).

Procedimiento

Los instrumentos y el procedimiento fueron conocidos y aprobados por el comité de ética de la Universidad Católica del Norte. Los participantes accedieron de manera voluntaria y anónima a realizar la aplicación luego de firmar un consentimiento informado. Se enrolaron los participantes en distintos lugares de afluencia de extranjeros como Departamento de Extranjería y Migración, Servicio Jesuita Migrante, lugares de encuentro de población colombiana, entre otros. Cada cuestionario se contestó de manera individual en presencia del encuestador, con el fin de poder resolver cualquier duda con respecto a la comprensión de los instrumentos. Los encuestadores fueron estudiantes tesisistas de pregrado, a quienes se les capacitó específicamente para la aplicación del instrumento. Cabe mencionar que el conjunto de cuestionarios se aplicó de manera piloto previo al estudio, utilizando la técnica de entrevistas cognitivas, con el fin de asegurarnos la comprensión de los instrumentos utilizados. La aplicación de la batería de cuestionarios duró, en promedio, 45 minutos, por lo que a cada participante se le retribuyó su participación con un monto cercano a los US\$ 15 (10.000 pesos chilenos).

Análisis de datos

En primer lugar, se calcularon algunos estadísticos descriptivos (n , ME , DE) y se analizó la normalidad univariante (asimetría y curtosis) y multivariante (Mardia, 1970). Luego se procedió a contrastar H1 y H2, estimando el ajuste del modelo de medida de la estructura unifactorial y bifactorial de la EVFI mediante análisis factoriales confirmatorios. De manera subsiguiente, para contrastar H3 y H4 se estimó la relación entre fusión de identidad, importancia de la identidad colectiva e identidad étnica por medio de un modelo de ecuaciones estructurales. Finalmente, la fiabilidad de las puntuaciones de las escalas se estimó mediante el coeficiente Alpha de Cronbach y el coeficiente Omega (Dunn et al., 2014; Revelle & Zinbarg, 2009). La base de datos se analizó con los paquetes estadísticos SPSS v.24, Jamovi v.0.9 y MPlus v.8.2.

Resultados

Los datos descriptivos de todos los ítems de las escalas empleadas se muestran en la tabla 1. Los índices de asimetría y curtosis señalaron que la mayoría de los ítems no cumplieron con la normalidad univariante, dado que su valor estimado estuvo fuera del rango esperado (entre -2 y 2; Pardo, Ruiz & San Martín, 2009). Asimismo, las medidas de Mardia fueron significativas, lo que indicó que no hubo evidencia de normalidad multivariante (asimetría: $b=49.65$; $z=7233.24$; $p=.00$; Curtosis: $b=431.47$; $z=88.36$; $p=.00$). En este escenario, se decidió utilizar para todos los análisis posteriores el método de estimación *maximum likelihood robust* (MLR), que es robusto al incumplimiento del supuesto de normalidad multivariante (Muthén y Muthén, 1998-2017).

Siguiendo la propuesta de Gómez, Brooks et al. (2011), se procedió a evaluar la estructura unifactorial (M1) y bifactorial (M2) de los siete ítems de la escala. El ajuste del

Tabla 1 Estadísticos descriptivos de los ítems de las escalas

| Ítems | <i>n</i> | <i>ME</i> | <i>DE</i> | Asimetría | Curtosis |
|--|----------|-----------|-----------|-----------|----------|
| IF1. Soy uno con mi grupo. | 929 | 3.62 | 1.85 | -6.06 | -4.56 |
| IF2. Me siento inmerso en mi grupo. | 930 | 3.49 | 1.81 | -4.83 | -4.79 |
| IF3. Tengo un profundo vínculo emocional con mi grupo. | 926 | 3.67 | 1.82 | -6.60 | -4.09 |
| IF4. Mi grupo soy yo. | 927 | 3.28 | 2.02 | -3.23 | -7.56 |
| IF5. Yo haré por mi grupo más de lo que cualquiera de los otros miembros del grupo haría. | 925 | 3.36 | 1.94 | -3.96 | -6.44 |
| IF6. Soy fuerte gracias a mi grupo. | 928 | 3.42 | 1.91 | -4.89 | -5.71 |
| IF7. Yo hago fuerte a mi grupo. | 930 | 3.41 | 1.89 | -5.10 | -5.37 |
| IIC1. Mi nacionalidad es importante para mí. | 955 | 5.82 | 1.45 | -15.61 | 6.43 |
| IIC2. En general, mi nacionalidad tiene bastante que ver con cómo me siento conmigo mismo. | 949 | 4.74 | 1.99 | -7.74 | -4.60 |
| IIC3. En general, mi nacionalidad es una parte importante de mi imagen, de cómo me veo a mí mismo. | 956 | 5.48 | 1.67 | -12.53 | 1.40 |
| IIC4. Me siento bien en relación con el grupo nacional al que pertenezco. | 957 | 5.34 | 1.61 | -9.48 | -1.25 |
| IE1. Se siente muy bien con su tradición cultural. | 950 | 3.57 | .67 | -21.19 | 17.94 |
| IE2. Para usted ser colombiano/a tiene mucha importancia. | 953 | 3.51 | .70 | -18.61 | 12.33 |
| IE3. Está muy orgulloso/a de ser colombiano. | 947 | 3.49 | .77 | -19.98 | 12.46 |
| IE4. Se siente muy unido/a a su país y su cultura. | 953 | 3.34 | .77 | -13.91 | 5.23 |
| IE5. Podría decir que usted es un/a típico/a colombiano/a. | 949 | 3.33 | .80 | -13.60 | 3.55 |

Nota: IF = fusión de identidad; IIC = importancia de la identidad colectiva; IE = identidad étnica.

modelo de medida unifactorial fue insuficiente a los criterios recomendados por la literatura ($CFI > .95$; $TLI > .95$; $RMSEA < .08$; Schreiber, 2017), mientras que el modelo bifactorial de la escala de siete ítems presentó un modelo de medida con buen ajuste (M2) (véase tabla 2). Sin embargo, en el M2, el ítem cuatro solo se ve reflejado el factor fuerza recíproca ($\lambda = .86$) y no el factor sentimiento de conexión ($\lambda = -.128$). Por tanto, no obtuvimos evidencia suficiente para sostener H1 y H2.

Puesto que la carga factorial del ítem cuatro no es congruente con la propuesta bifactorial de Gómez, Brooks et al. (2011), se decidió probar la estructura de dos factores en un tercer modelo (M3) eliminando dicho ítem. El ajuste del modelo de medida de M3 fue adecuado a los criterios recomendados y tuvo cargas factoriales altas ($\lambda > .80$), manteniendo la interpretación sustantiva que otorgan los puntajes de la EVFI.

Antes de continuar con las evidencias de validez convergente, se contrastó H5. Tanto las puntuaciones del factor sentimientos de conexión (ítems 1 al 3: $\alpha = .92$; $\omega = .93$) como las del factor fuerza recíproca (ítems 5 al 7: $\alpha = .92$; $\omega = .92$) evidenciaron buena fiabilidad.

De acuerdo con estos resultados, M3 se presentó como la mejor representación de la estructura latente de los ítems de la EVFI, manteniendo una estructura bifactorial del constructo como lo reportan los creadores de la escala (Gómez, Brooks et al., 2011).

Continuando con las pruebas de evidencias de validez de la EVFI, se procedió a contrastar H3 y H4. Los indicadores de ajuste de la ecuación estructural indican que el modelo es una buena representación de las relaciones observadas ($CFI = .962$; $TLI = .953$; $RMSEA = .049$; Schreiber, 2017). Por tanto, H3 y H4 pueden mantenerse, ya que las puntuaciones de la EFVI, IIC e IE evidenciaron correlaciones positivas y significativas (véase figura 1).

Tabla 2 Indicadores de ajuste global de los modelos de medida de fusión de identidad

| Modelos | Parámetros | χ^2 | DF | <i>p</i> | CFI | TLI | RMSEA | RMSEA IC 90% | |
|---------|------------|----------|----|----------|------|------|-------|--------------|----------|
| | | | | | | | | Inferior | Superior |
| M1 | 21 | 183.874 | 14 | .00 | .911 | .866 | .115 | .100 | .130 |
| M2 | 23 | 52.218 | 12 | .00 | .979 | .963 | .060 | .044 | .078 |
| M3 | 19 | 31.901 | 8 | .00 | .984 | .971 | .057 | .037 | .078 |

Nota: M1 = estructura unifactorial de 7 ítems; M2 = estructura bifactorial de 7 ítems; M3 = estructura bifactorial de 6 ítems.

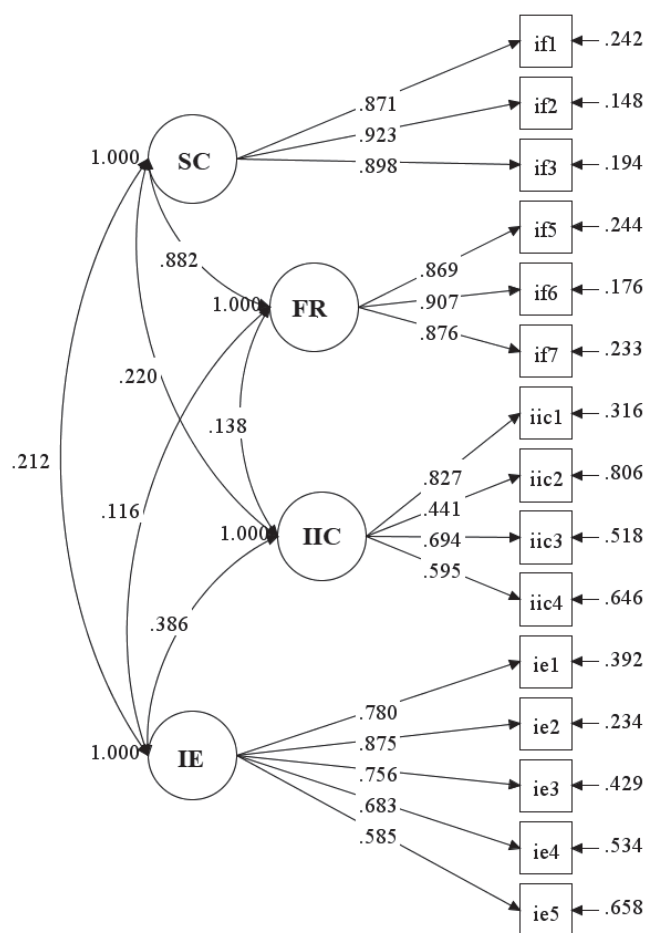


Figura 1 Modelo de ecuaciones estructurales que muestra las correlaciones estandarizadas entre las variables: sentimientos de conexión (SC), fuerza recíproca (FR), importancia de la identidad colectiva (IIC) e identidad étnica (IE).

Nota: todas las relaciones expresadas en la figura son significativas ($p < .001$).

Discusión

El presente estudio tuvo por objetivo generar evidencias de validez y fiabilidad de la escala de fusión de identidad para su uso en población migrante colombiana en Chile. Con el fin de cumplir con los propósitos de esta investigación, pusimos a prueba las estructuras factoriales de la EVFI reportadas por Gómez, Brooks et al. (2011). Asimismo, calculamos la fiabilidad de las puntuaciones de los test a través del coeficiente Alfa de Cronbach y Omega (Dunn et al., 2014). Finalmente, reportamos evidencias de validez convergente por medio de una ecuación estructural, relacionando la fusión de identidad con la importancia de la identidad colectiva y la identidad étnica.

De acuerdo con los análisis realizados, podemos sostener que la EVFI (eliminando el ítem cuatro) refleja una estructura bifactorial y no unifactorial. Esto era esperable, ya que los creadores de la EVFI señalan que los ítems fueron diseñados para capturar los sentimientos de conexión y la fuerza recíproca (Gómez, Brooks et al., 2011). En consecuencia, cada subconjunto de ítems cargan en dos factores diferenciados a pesar de que el constructo general sea

la fusión de identidad. Asimismo, las puntuaciones de los factores sentimientos de conexión ($\alpha = .92$; $\omega = .93$) y fuerza recíproca ($\alpha = .92$; $\omega = .92$) mostraron una excelente fiabilidad.

El modelo de ecuaciones estructurales evidencia que la EVFI se relaciona de forma positiva con dos variables identitarias, la importancia de la identidad colectiva y la identidad étnica, lo que da cuenta de evidencias de validez convergente. Si bien la correlación entre las variables es baja ($\lambda < .30$), esto se debe a que las escalas estarían midiendo constructos identitarios con fundamentos diferentes. Tanto la IIC como la IE están cimentadas bajo la Teoría de la Identidad Social (Luhtanen & Crocker, 1992; Phinney, 1992), por lo que contradice algunos supuestos que la TFI postula (Swann et al., 2012). Los ítems de la IIC y de la IE están redactados de tal forma, que solo la identidad grupal estaría reflejando y siendo saliente en sus reactivos, mientras que los ítems de la EVFI incluye de manera más equitativa, la saliencia del yo personal como del yo social de sus ítems. A pesar de esto, hay algunos reactivos de la EVFI (e.g., IF3) que no explicitan muy claramente una superposición entre la identidad personal y la identidad social, como lo supone la definición operativa de la fusión de identidad (e.g., Gómez et al., 2016).

Con todo, la fusión de identidad resulta relevante por cuanto, como se ha mencionado anteriormente, la identidad grupal está relacionada con los procesos que permiten asumir sentimientos de pertenencia y arraigo a un grupo. Existe múltiple evidencia que en los procesos migratorios los individuos, sus familias y comunidades son sometidos a procesos psicosociales e interacciones con el medio de acogida que podrían llevarlos a asumir prácticas culturales de otros grupos que comprometen la identidad grupal y permiten entender procesos como la cohesión endo-grupal o las formas de gestión de las relaciones con otros grupos (Arenas & Urzúa, 2016; Hui, Chen, Leung & Berry, 2015; Valtolina, 2019).

Conclusión

De acuerdo con los resultados, las puntuaciones de la versión bifactorial de seis ítems, da cuenta de la mejor representación de la estructura latente de la EVFI, proporcionando evidencia suficiente para sostener su aplicación a migrantes colombianos/as residentes en Chile.

Limitaciones y direcciones para futuras investigaciones

Una de las limitaciones del presente estudio es que los participantes de la muestra fueron solo migrantes colombianos/as residentes en Antofagasta, Arica y Santiago, lo que implica que estos resultados no pueden generalizarse con seguridad a todos los migrantes residentes en Chile. Por ello, se recomienda que en futuras investigaciones se realice una réplica con una muestra representativa que refleje la realidad de los migrantes provenientes de diversos países en diferentes contextos a lo largo de Chile.

Si bien el presente estudio logra dar evidencias de validez y fiabilidad de la EVFI, esta solo captura dos componentes claves: sentimientos de conexión y fuerza recíproca con el grupo (Gómez, Brooks et al., 2011), por lo que sería deseable que en futuras investigaciones se desarrollara una escala que incluya los cuatro principios fundamentales que

constituyen la TFI: el yo personal agente, la sinergia de la identidad, los lazos relacionales y la irrevocabilidad (Swann et al., 2012), con tal de reflejar la estructura latente del constructo más exhaustivamente y en su totalidad.

Además, deben incluirse un mayor número de ítems en cada factor debido a los posibles problemas de identificación local que pueden ocasionar las dimensiones con pocos elementos (Hayashi & Marcoulides, 2006).

Por último, los resultados en cuanto a la validez convergente deben tomarse con cautela debido a que la variable identidad étnica, se trabajó con una escala construida *ad-hoc*; por tanto, futuras investigaciones deberían analizar diversos tipos de validez y fiabilidad de esta escala.

Conflicto de interés

Los autores asumen la responsabilidad por la autoría del trabajo y declaran que no tienen conflicto de interés con relación al mismo.

Financiamiento

Esta publicación se deriva del proyecto Fondecyt Regular # 1180315, financiado por la Comisión Nacional de Investigación Científica y Tecnológica del Gobierno de Chile, quien no tuvo injerencia alguna en esta publicación.

Referencias

- Arenas, P., & Urzúa, A. (2016). Estrategias de aculturación e identidad étnica: un estudio en migrantes sur sur en el norte de Chile. *Universitas Psychologica*, 15(1), 117-128. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-1.eaie>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barry, D. T. (2005). Measuring acculturation among male Arab immigrants in the United States: An exploratory study. *Journal of Immigrant Health*, 7(3), 179-184. <http://dx.doi.org/10.1007/s10903-005-3674-9>
- Besta, T. (2014). Overlap between personal and group identity and its relation with radical pro-group attitudes: Data from a Central European cultural context. *Studia Psychologica*, 56(1), 67-80. <http://dx.doi.org/10.21909/sp.2014.01.651>
- Besta, T. (2018). Independent and interdependent? Agentic and communal? Self-construals of people fused with a group. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 34(1), 123-134. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.34.1.266201>
- 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(1), 49-55. <http://dx.doi.org/10.5114/cipp.2014.43101>
- Besta, T., Mattingly, B., & Błazek, M. (2016). 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>
- Cho, E., & Kim, S. (2015). Cronbach's coefficient alpha: Well known but poorly understood. *Organizational Research Methods*, 18(2), 207-230. <http://dx.doi.org/10.1177/1094428114555994>
- Dunn, T., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From Alpha to Omega: A practical solution to the pervasive problema of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. <http://dx.doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Gómez, Á., & Vázquez, A. (2015). El poder de "sentirse uno" con un grupo: fusión de la identidad y conductas progrupales extremas (The power of "feeling one" with a group: Identity fusion and extreme progroup behaviors). *Revista de Psicología Social*, 30(3), 1-31. <http://dx.doi.org/10.1080/02134748.2015.1065089>
- Gómez, Á., Brooks, M. L., Buhrmester, M. D., Vázquez, A., Jetten, J., & Swann Jr., W. B. (2011). On the nature of identity fusion: Insights into the construct and a new measure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 100(5), 918-933. <http://dx.doi.org/10.1037/a0022642>
- Gómez, A., López-Rodríguez, L., Vázquez, A., Paredes, B., & Martínez, M. (2016). Morir y matar por un grupo o unos valores. Estrategias para evitar, reducir o erradicar el comportamiento grupal extremista. *Anuario de Psicología Jurídica*, 26(1), 122-129. <http://dx.doi.org/10.1016/j.apj.2016.04.001>
- Gómez, A., Morales, J. F., Hart, S., Vázquez, A., & Swann, Jr., W. B. (2011). Rejected and excluded forevermore, but even more devoted: Irrevocable ostracism intensifies loyalty to the group among identity fused persons. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 37(12), 1574-1586. <http://dx.doi.org/10.1177/0146167211424580>
- Hayashi, K., & Marcoulides, G. A. (2006). Teacher's corner: Examining identification issues in factor analysis. *Structural Equation Modeling*, 13(4), 631-645. http://dx.doi.org/10.1207/s15328007sem1304_7
- Heger, A. K., & Gaertner, L. (2018). Testing the identity synergy principle: Identity fusion promotes self and group sacrifice. *Self and Identity*, 17(5), 487-499. <http://dx.doi.org/10.1080/15298868.2017.1422538>
- Hoekstra, R., Vugteveen, J., Warrens, M. J., & Kruijen, P. M. (2019). An empirical analysis of alleged misunderstandings of coefficient alpha. *International Journal of Social Research Methodology*, 22(4), 351-364. <http://dx.doi.org/10.1080/13645579.2018.1547523>
- Hui, B. P. H., Chen, S. X., Leung, C. M., & Berry, J. W. (2015). Facilitating adaptation and intercultural contact: The role of integration and multicultural ideology in dominant and non-dominant groups. *International Journal of Intercultural Relations*, 45, 70-84. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijintrel.2015.01.002>
- Instituto Nacional de Estadísticas. (2018). *Características de la inmigración internacional en Chile, Censo 2017*. Recuperado de <http://www.censo2017.cl/descargas/inmigracion/181123-documento-migracion.pdf>.
- Jamovi project. (2019). *Jamovi* (version 0.9) [computer software]. Retrieved from <https://www.jamovi.org>.
- Jiménez, J., Gómez, A., Buhrmester, M. D., Vázquez, A., Whitehouse, H., & Swann, W. B. (2016). The dynamic identity fusion index: A new continuous measure of identity fusion for web-based questionnaires. *Social Science Computer Review*, 34(2), 215-228. <http://dx.doi.org/10.1177/0894439314566178>
- Luhtanen, R., & Crocker, J. (1992). A collective self-esteem scale: Self-evaluation of one's social identity. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18(3), 302-318. <http://dx.doi.org/10.1177/0146167292183006>
- Mael, F. A., & Ashforth, B. E. (1992). Alumni and their alma mater: A partial test of the reformulated model of organizational identification. *Journal of Organizational Behavior*, 13(2), 103-123. <http://dx.doi.org/10.1002/job.4030130202>

- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus User's Guide*. Eighth Edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Omizo, M. M., Kim, B. S., & Abel, N. R. (2008). Asian and European American cultural values, bicultural competence, and attitudes toward seeking professional psychological help among Asian American adolescents. *Journal of Multicultural Counseling and Development*, 36(1), 15-28. <http://dx.doi.org/10.1002/j.2161-1912.2008.tb00066.x>
- Pardo, A., Ruiz, M., & San Martín, R. (2009). *Análisis de datos en ciencias sociales y de la salud I*. Madrid: Síntesis S.A.
- Peña-Pinzón, J. A., Gómez-Berrocal, C., & Fernández-Parra, A. (2014). El papel de la categorización social y las diferencias sociodemográficas en la autoestima, el ajuste y el bienestar psicológicos de una muestra de inmigrantes. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 30(2), 560-572. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.2.161121>
- Phinney, J. (1992). The multi-group ethnic identity measure: A new scale for use with adolescents and young adults from diverse groups. *Journal of Adolescent Research*, 7(2), 156-176. <http://dx.doi.org/10.1177/074355489272003>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. <http://dx.doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- 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>
- Segal, K., Jong, J., & Halberstadt, J. (2018). The fusing power of natural disasters: An experimental study. *Self and Identity*, 17(5), 574-586. <http://dx.doi.org/10.1080/15298868.2018.1458645>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. <http://dx.doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Smith, V. (2002). La escala de identidad étnica multigrupo (EIEM) en el contexto costarricense. *Actualidades en Psicología*, 18(105), 47-67. <http://dx.doi.org/10.15517/ap.v18i105.54>
- Swann Jr., W. B., Jetten, J., Gómez, Á., Whitehouse, H., & Bastian, B. (2012). When group membership gets personal: A theory of identity fusion. *Psychological Review*, 119(3), 441-456. <http://dx.doi.org/10.1037/a0028589>
- Swann, Jr., W. B., Buhrmester, M. D., Gómez, A., 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. <http://dx.doi.org/10.1037/a0036089>
- Swann, Jr., W. B., Gómez, Á., Buhrmester, M. D., 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. <http://dx.doi.org/10.1037/a0035809>
- Swann, Jr., W. B., Gómez, Á., Huici, C., Morales, F., & Hixon, J. G. (2010). Identity fusion and self-sacrifice: Arousal as a catalyst of pro-group fighting, dying, and helping behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 99(5), 824-841. <http://dx.doi.org/10.1037/a0020014>
- Swann, Jr., W. B., Gómez, Á., Seyle, D. 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(5), 995-1011. <http://dx.doi.org/10.1037/a0013668>
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 769. <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Valtolina, G. G. (2019). Procesos de aculturación, identidad étnica y menores migrantes. *REMHU-Revista Interdisciplinar da Mobilidade Humana*, 27(55), 31-47. <http://dx.doi.org/10.1590/1980-85852503880005503>
- Vázquez, A., Gómez, Á., & Swann, W. B. (2017). Do historic threats to the group diminish identity fusion and its correlates? *Self and Identity*, 16(4), 480-503. <http://dx.doi.org/10.1080/15298868.2016.1272485>
- Whitehouse, H., McQuinn, B., Buhrmester, M., & Swann, W. B. (2014). Brothers in Arms: Libyan revolutionaries bond like family. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(50), 17783-17785. <http://dx.doi.org/10.1073/pnas.1416284111>