

Validación de la Escala de Identidad Social y Personal (SIPI) en Chile: el Análisis de Redes Sociales (ARS) como método complementario del análisis factorial confirmatorio (AFC).

José Manuel Gaete Fiscella ¹
Universidad de Valparaíso, Chile

Helena Román Alonso
Universidad Católica del Maule, Chile

Emanuel Arredondo González
Universidad de Valparaíso, Chile

Paola Ilabaca Baeza
Universidad Viña del Mar, Chile

Fuad Hatibovic Díaz
Universidad de Valparaíso, Chile

RESUMEN

El presente artículo evalúa de manera comparativa la validez de la Escala de Identidad Social y Personal (Nario-Redmond et al., 2004) en el contexto chileno y aplicada en formato virtual utilizando dos métodos diferentes de análisis. A partir de una muestra de 664 estudiantes universitarios chilenos se aplicó la escala y se realizaron estudios de validez con la técnica de análisis confirmatorio y la técnica de análisis de redes sociales. Los resultados muestran que en situaciones donde los análisis tradicionales de validez de ítems de cuestionarios, como el caso del objetivo del estudio, muestran resultados ambiguos, el ARS entrega un resultado complementario, permitiendo llegar a conclusiones más certeras sobre la evaluación de la escala. Si bien ambos se basan en lógicas analíticas similares, las mediciones que ofrece el ARS, además, permiten estudiar la bondad de ajuste. Finalmente, los resultados de estos análisis permiten aceptar el SIPI como una escala válida para la medición de la identidad personal y social en Chile y en formato online.

Palabras clave: *medición identidad, validación, análisis de redes, análisis confirmatorio.*

ABSTRACT

This article comparatively evaluates the validity of the Social Identities and Personal Identity Scale - SIPI- in virtual application format and in the Chilean context, using two different methods of analysis. From a sample of 664 Chilean university students, the scale was applied and validity studies carried out with the confirmatory analysis technique and the social network analysis technique -SNA. The results show that, in situations where the traditional analyses of the validity scales show ambiguous results, as is the case of this study; the SNA provides a complementary result, allowing more accurate conclusions to be reached on the evaluation of the scale. Although both are based on similar analytical logics, the measurements offered by SNA also allow us to study the goodness of fit. Finally, the results of these studies allow the SIPI to be accepted as a valid scale for measuring personal and social identity in Chile and in an online format.

Key words: *identity scale, validation, social network analysis, confirmatory analysis*

Contacto con los autores: José Manuel Gaete Fiscella (jose.gaete@uv.cl)

Introducción

El interés por la identidad y la concepción del sí mismo (*self*) cuenta con una larga trayectoria en las ciencias sociales. El interaccionismo simbólico y las perspectivas afines que se sustentaron en el pensamiento de Mead; así como el constructivismo social o la teoría de la identidad social desarrollaron un giro hacia una concepción del sí mismo en términos sociales y menos esencialistas, como proceso y resultado de las interacciones sociales y del contexto sociohistórico en el que se encuentra inmerso el individuo (Agulló, 1997; Hewitt, 1984; Jenkins, 2004; Owens, Robinson y Smith-Lovin, 2010).

De manera más general, el "sí mismo" ha sido conceptualizado como un objeto hacia el cual el individuo dirige su comunicación simbólica, que emerge a partir de las interacciones y que le permite proyectarse en las diferentes situaciones y evaluar su conducta y la de los otros (Charon, 1992). Se trata del sentido reflexivo que un individuo tiene sobre su particular identidad, constituido en relación con otros en términos de similitud y diferencia, y sin el cual no sabría quién es. Al tratarse a sí mismo como objeto puede elaborar planes de acción, ser consciente de su propia experiencia y elaborar una narrativa sobre sí mismo. En la medida en que la persona es capaz de percibir y asumir el punto de vista que los otros con los que interactúa tienen de sí mismo, se da la emergencia del sí mismo (Jenkins, 2004; Stets y Burke, 2003).

En términos operacionales, el sí mismo es concebido como una estructura jerárquica con diferentes niveles de abstracción, uno interpersonal y el otro intergrupalo, cada uno de los cuales contribuye a sentido que los individuos tienen de sí mismos (Nario-Redmond et al., 2004, p. 144). Estos dos niveles refieren a dos tipos de identidad, la personal, que engloba el conjunto de rasgos asociados a la singularidad de uno mismo, la experiencia de unicidad y consistencia a lo largo del tiempo; y la social, que hace alusión a las identificaciones con los grupos de referencia y el sentido de pertenencia a los mismos (Deschamps y Devos, 1996; Dubar, 2002; Goffman, 1970; McCall y Simmon, 1966; Tajfel, 1984; Turner, 1989). Durante la socialización la persona va desarrollando el sentido de continuidad a través del establecimiento de conexiones de las vivencias de su historia personal, que son las que dan forma a su biografía y le dan su sentido de singularidad. A su vez, es capaz de definir los grupos a los que pertenece, qué es lo que les une a ellos y que le distingue de otros grupos (Wagner, 2001).

Medición de las dimensiones de la identidad

Diversas mediciones han tratado de operacionalizar las nociones de identidad personal y social. Uno de los de mayor trayectoria es el cuestionario Twenty Statements Test -TST-, desarrollado en los años 50 por la Escuela de Iowa (Khun y MacPartland, 1954). En el formato original plantea una sola pregunta, "quién soy yo", ofreciendo 20 líneas numeradas para escribir una respuesta en cada una de ellas. Su carácter abierto, ha dado lugar a diferentes sistemas de categorización, según los intereses de las investigaciones, aunque por lo general se refieren a dos tipos básicos de identificaciones en la forma de auto identificarse: con un contenido socialmente consensuado y con otro que refiere más a la subjetividad del individuo.

Una de las líneas más extendidas de aplicación del TST se ha desarrollado desde los años 80 en investigaciones que han analizado la relación entre la identidad y el tipo de cultura (Eaton y Louw, 2000; Madson y Trafinow, 2001; Moya, 1993). Tomando las dimensiones del análisis cultural de Hofstede, la escala individualismo-colectivismo (Triandis, 1989) ha buscado comparar cómo las personas se definen a sí mismas en sociedades identificadas como individualistas y como colectivistas. Así, reconocen la existencia dos tipos de constructos del sí mismo, uno independiente, que es característico de las sociedades en las que el individuo da sentido y organiza su conducta de acuerdo a su propio repertorio interno de pensamientos, sentimientos y acciones; y el otro interdependiente, en el que la persona trata de regular su comportamiento a lo que resulta apropiado en cada contexto y relación social (Bochner, 1994; Madson y Trafinow, 2001; Santamaría, Mata de la, Hansen, y Ruiz, 2010; Somech, 2000; Trafimow, Triandis y Goto, 1991; Trafimow et al., 1997; Triandis, 1989; Wang, 2001).

Como limitaciones, el TST resulta difícil de evaluar en términos de fiabilidad porque la identidad no siempre funciona como una estructura estable cuyas características puedan ser definidas invariablemente (Escobar, 1987). Tampoco existe apenas evidencia de su validez como herramienta de psicometría, salvo por la alta correlación encontrada con otros test de personalidad (Grace y Cramer, 2002).

En décadas recientes se ha difundido, especialmente en el área de la psicología social el uso de la Social and Personal Identities Scale -SIPI- (Nario-Redmond et al., 2004) o Escala de Identidad Social y Personal que aborda empíricamente la diferenciación teórica entre la identidad personal y la social. El instrumento fue diseñado para capturar las diferencias en la

disposición de las personas para identificarse a sí mismos en mayor o menor medida con afirmaciones que expresan pertenencias grupales o colectivas, por un lado; y afirmaciones de contenido personal o individual, por el otro. En particular, se les pide que evalúen en qué medida cada una de ellas es importante para definir quiénes son. Sus autores señalan que otros cuestionarios sobre identidad (AIQ, Aspects of Identity Questionnaire, de Cheek, Underwood y Cutler, 1985) tienen otro foco, como la presentación pública y privada del sí mismo.

El SIPI, ha sido utilizado en investigaciones que se han centrado en evaluar cómo estos dos niveles de identidad (personal y social) desempeñan una función en la conducción del comportamiento, en distintos ámbitos, tales como: educación (Villalobos, 2019), vínculos afectivos (Casalheira & Smith, 2020), identidades sexuales (Gray & Desmarais, 2014), comunicación familiar (Ramadhana et al., 2019), movilidad social y pobreza (Palomar-Lever & Victorio-Estrada, 2016; Palomar-Lever & Victorio-Estrada, 2012), identidad en espacios virtuales (Hall, 2015; Tichon & Makaresz, 2019) y patrones psicológicos como el fenómeno del impostor (Hernández-seltz, 2020) o la autoeficacia (Zhou, 2016).

En algunos casos se ha utilizado solo una de las dimensiones para evaluar otro tipo de escalas, ya sea la social (Palomar-Lever y Victorio-Estrada, 2012; 2016) o la personal (Zhou, 2015). En este último estudio, la parte individual de la escala apoyo la validación de la versión china del General Self-Efficacy Scale (Zhang and Schwarzer 1995). En otro estudio se realizó una adaptación de la escala SPI para recoger la identidad personal visual en las redes sociales y analizar la relación entre esta y la frecuencia de publicación de fotografías en Instagram (O'Donnell, 2018).

Respecto a la validez de la escala, a través de los análisis factoriales y de fiabilidad Redmond, et al., (2004) evidenciaron la estructura de dos factores -que están modestamente correlacionados- y una alta consistencia interna. La validez del constructo quedó demostrada por la clasificación de los participantes a ciertos grupos sociales (grupo religioso, partido político y carrera universitaria) según su grado de identificación social y personal (Redmond, et al., 2004). Entre otros instrumentos de validación utilizaron la escala de individualismo-colectivismo y el TST. Con el primero el único efecto significativo que se encontró fue un puntaje más alto en identidad personas en comparación con el personal en las regiones más individualistas (Europa y Asia Oriental). Con el TST se comprobó que solo la escala PI -identidad

personal- se relacionaba con la prevalencia de declaraciones personales -no las sociales- generadas con el TST. Además, el análisis factorial confirmatorio validó el uso del SIPI en muestras de adultos en contexto anglosajón. Sin embargo, la validación en jóvenes en contexto latinoamericano apenas está documentada, salvo en los estudios realizados en México previamente señalado (Palomar-Lever, J.y Victorio-Estrada, 2016). Actualmente no se cuenta con una adaptación chilena de la escala de identidad personal y social.

Estrategias de validación de instrumentos

El uso de análisis factorial de carácter exploratorio y confirmatorio para el proceso de validación de constructos sigue estando muy presente en diversas investigaciones cuando se analizan las propiedades psicométricas de las escalas. Sin embargo, a veces el consenso en cuanto al número de factores encontrados en diferentes validaciones puede variar respecto a la escala original, debido a que; primero, los diferentes métodos de extracción utilizados por los investigadores, influyen en la definición de dimensiones estimadas para la escala (Bandalos & Boehm-Kaufman, 2009); segundo, la dificultad de elegir el número de factores adecuados se ve influido por los resultados de los índices de bondad de ajustes, los cuales muchas veces, son adecuados entre una estructura del modelo y otra (Van Dijk et al., 2017); y tercero, la elección de los factores adecuados al modelo se pueden elegir basándose en el criterio de información de Akaike (AIC; Akaike, 1987) el cual permite cuantificar la idoneidad de un modelo respecto a un conjunto finito de modelos candidatos con menor valor de AIC, es decir, busca el modelo que menos información pierde. No obstante, el modelo elegido con menor valor AIC puede no ser un modelo adecuado si el conjunto de modelos que se consideran no contiene buenos modelos candidatos (Martinez et al., 2009). Finalmente, a esto se le suma que en el análisis factorial confirmatorio se suelen llevar a cabo correlaciones entre residuales para mejorar el ajuste estadístico de un modelo. Sin embargo, su implementación no implica mejoras en la comprensión de un modelo propuesto, ya que eleva de forma espuria los índices de ajuste (Dominguez-Lara, 2019), dando origen a conclusiones erradas.

Bajo esta perspectiva, el análisis de redes puede desempeñar un papel relevante como método alternativo para evaluar la estructura de una escala (van Dijk et al., 2017). En este sentido, la estimación de modelos de dependencias no dirigidos conocidos como redes de Markov se ha utilizado en diversos estudios y ha sido una alternativa a la estimación de número de

factores que puede tener una escala (Golino & Epskamp, 2017), cuando las dificultades antes mencionadas se hacen presentes. Así, el presente estudio tiene por objetivo evaluar la validez la Escala de Identidad social y personal de Nario-Delmont et al. (2004) en contexto chileno y con una aplicación online, mediante dos métodos de análisis -análisis factorial y análisis de redes-, como enfoques complementarios.

MÉTODO

Participantes

La muestra estuvo formada por 664 estudiantes de pregrado de universidades de la región Metropolitana de Chile. Debido al contexto de cuarentenas obligatorias en la región durante la aplicación del cuestionario, se debió aplicar en formato virtual, por lo que se trató de un muestreo no probabilístico por cuotas proporcionales a la distribución de la población de estudio (estudiantes universitarios de la región Metropolitana) de acuerdo con los criterios: sexo, tipo de establecimiento educativo (estatal o privado), área del conocimiento.

Instrumentos

La escala Social Identities and Personal Identity (Nario-Delmont et al. 2004) solicita a las personas que evalúen del 1 al 9 en qué medida consideran que 16 afirmaciones son importantes para describir quienes son (siendo 1 nada importante y 9 muy importante). La mitad de ellas corresponden a expresiones de la identidad social y la otra mitad a la personal. Para la aplicación en el contexto chileno, las instrucciones y los ítems fueron traducidos del inglés al español y del español al inglés por dos traductores profesionales independientes y se encontró una coincidencia del 100% en las versiones presentadas (Validación lingüística: double-back translation method, Dujaili et al. 2013).

Previo a su diseño final, se envió el documento a 4 jueces que no conocían el proyecto en su totalidad, sino solo el objetivo correspondiente a la aplicación de la escala, con la intención de que evaluaran la coherencia y estructura del cuestionario global. Todos eran académicos con un perfil cuantitativo, con experiencia en elaboración de encuestas y de escalas psicométricas. Como resultado se modificó la redacción de uno de los ítems, aunque ambos se incorporaron a la escala para validar dicho cambio (Validación por jueces, Garrote & del Carmen, 2015).

Recolección de la información

La recolección de datos se realizó entre diciembre de 2021 y abril de 2022 a través de

una plataforma online, solicitando la colaboración de universidades de la región Metropolitana de Chile para su difusión. El cuestionario contó con un consentimiento informado y se solicitó su aceptación antes iniciarlo. La información anonimizada está guardada en la cuenta institucional de la autora de correspondencia del artículo. Este estudio se encuentra vinculado a un proyecto de investigación aprobado por el Comité de Ética de la Universidad Católica del Maule (Chile).

Mediciones

El primer análisis realizado fue el de fiabilidad mediante el Alfa de Cronbach para cada factor o dimensión del test. Seguidamente, se utilizó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), técnica cuya finalidad fue evaluar la existencia de las dimensiones teóricas respecto de las dimensiones que efectivamente mide el test a validar. Para esto se analizaron las cargas factoriales de los ítems evaluados, además, los índices Chi-2, GFI, TLI, CFI, SRMR, RMSEA y AIC para evaluar la bondad de ajuste del modelo factorial y estimadores estandarizados junto a sus intervalos de confianza (para cada ítem).

El segundo análisis realizado fue el Análisis de Redes Sociales, y en este los ítems de una escala son representados por nodos que están conectados por aristas que indican el nivel de correlación entre ellos. Las aristas señalan; primero, la fuerza de las relaciones entre los nodos -mientras más gruesa más fuerte es la asociación entre los nodos-; y segundo, la dirección de la asociación entre los nodos -líneas azules sería una correlación positiva, líneas rojas sería una correlación negativa-. La significancia de los coeficientes de correlación emerge como tal cuando una correlación diádica entre dos ítems es mayor que el resto de las correlaciones posibles que se puedan desarrollar con todos los nodos restantes de la red, es decir, dos nodos se conectan cuando su covarianza no es superada o explicada por el resto de correlaciones posibles con los otros nodos de la red (Kossakowski et. al 2016, Friedman et. al 2008). El cálculo de las correlaciones se realizó mediante el estimador EBICglasso que proporciona el software JASP 0.14.0. Una vez construida la red de ítems, se utilizaron dos técnicas para su análisis: el algoritmo Newman community detection (NCD) (Newman, 2004) y el indicador E-Index (Everett & Borgatti, 2012), ambas mediante el software UCINET 6. En un primer análisis se buscó identificar, por un lado, si las comunidades de nodos o ítems se agrupaban de forma natural en dos comunidades (grupos) a través del NCD que, como base, utiliza un análisis de clúster jerárquico para redes ponderadas y, en un segundo momento, evaluar si los lazos entre los

ítems de una misma dimensión (intragrupo) eran estadísticamente superiores a los lazos que se establecen entre ítems de distintas dimensiones (intergrupo) (Hanneman y Riddle, 2005). De esta forma, si los lazos internos de una dimensión son mayores a los externos (E-Index negativo), entonces, podemos definir que existe consistencia en la definición de los grupos que representan a las dimensiones.

RESULTADOS

Confiabilidad

Una primera evidencia respecto de la estructura interna del cuestionario es lo que puede proporcionar el estadístico α de Cronbach (Tabla

1). Para cada uno de los factores que mide el cuestionario, social y personal. En ambos casos el estadístico muestra un nivel aceptable (Wilson & Joye, 2016) de confiabilidad interna.

Al revisar los resultados por cada uno de los ítems que componen la escala de identidad social, en todos los casos si se elimina alguno de los ítems la confiabilidad se vería afectada, exceptuando el ítem 1, que si es eliminado no sufriría modificaciones.

En el caso de la escala de identidad personal, en todos los casos si es eliminado alguno de los ítems la consistencia interna de la escala se vería afectada (Tabla 2).

Tabla 1

Confiabilidad dimensiones del cuestionario SIPI

Escala	α de Cronbach	Media	DE
Identidad Social	0.79	40.975	14.652
Identidad Personal	0.74	47.672	11.713

Fuente: elaboración propia

Tabla 2

Confiabilidad ítems del cuestionario SIPI

Identidad social	Media	DE	- α de Cronbach
P1_IC	5.679	2.155	0.790
P3_IC	3.425	2.875	0.764
P5_IC	5.515	2.381	0.774
P7_IC	5.034	2.876	0.774
P9_IC	4.328	2.876	0.760
P11_IC	5.222	3.029	0.766
P13_IC	2.633	2.511	0.772
P15_IC	4.566	2.881	0.768
P17_IC	4.573	2.227	0.763
Identidad personal	Media	DE	- α de Cronbach
P2	5.044	2.548	0.726
P4	5.011	2.838	0.704
P6	7.416	1.926	0.728
P8	5.755	2.556	0.692
P10	6.009	2.555	0.722
P12	6.376	2.209	0.706
P14	5.409	2.597	0.735
P16	6.653	2.283	0.708

Fuente: elaboración propia.

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Al someter las escalas a un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), se observa que en general se presentan resultados que están fuera de los parámetros aceptables, χ^2 (118, N = 567) = 668.07, $p < 0,001$, GFI = 0.865, TLI = 0.73, CFI = 0.766, SRMR = 0.07, RMSEA = 0,091 y AIC = 43477,538.

Al revisar en detalle el aporte de cada ítem a cada factor, el ítem 1 es el que en menor medida aporta a la escala de identidad social. Sumando el antecedente sobre la estructura interna, se decide eliminar y nuevamente desarrollar el AFC (Tabla 3).

Tabla 3

Cargas factoriales ítems del cuestionario SIPI

Factor	Ítem	Error estándar	Valor	p	Estimador estandarizado	95% IC	
Identidad Social	P1_IC	0.097	8.064	< .001	0.361	0.589	0.968
	P3_IC	0.121	13.945	< .001	0.587	1.450	1.924
	P5_IC	0.102	12.140	< .001	0.522	1.042	1.443
	P7_IC	0.124	11.918	< .001	0.514	1.234	1.720
	P9_IC	0.119	15.000	< .001	0.623	1.557	2.025
	P11_IC	0.128	13.561	< .001	0.574	1.485	1.987
	P13_IC	0.108	12.350	< .001	0.530	1.119	1.541
	P15_IC	0.122	13.154	< .001	0.559	1.370	1.850
Identidad personal	P17_IC	0.092	15.115	< .001	0.627	1.215	1.577
	P2	0.114	8.755	< .001	0.392	0.775	1.222
	P4	0.115	17.611	< .001	0.714	1.800	2.251
	P6	0.086	8.885	< .001	0.398	0.596	0.934
	P8	0.102	18.864	< .001	0.754	1.726	2.126
	P10	0.113	10.294	< .001	0.454	0.939	1.381
	P12	0.096	12.117	< .001	0.525	0.970	1.345
	P14	0.118	7.011	< .001	0.319	0.596	1.058
P16	0.100	10.892	< .001	0.478	0.894	1.286	

Fuente: elaboración propia.

Los resultados, al eliminar el ítem 1, de la escala identidad social y volver a probar la estructura factorial, muestran un mejor ajuste acercándose a los parámetros aceptables χ^2

(103, N = 567) = 577.23, $p < 0,001$, GFI = 0.874, TLI = 0.75, CFI = 0.786, SRMR = 0.069, RMSEA = 0,09 y AIC = 41056.95, sin embargo, no todos los estd'ísticos presentan valores de parámetros esperados (Tabla 4, Tabla 5).

Tabla 4*Cargas factoriales de ítems seleccionados del cuestionario SIPI*

Factor	Ítem	Error estándar	Valor	p	Estimador estandarizado	95% IC	
Identidad Social	P3_IC	0.121	14.254	< .001	0.600	1.486	1.960
	P5_IC	0.103	11.738	< .001	0.509	1.008	1.412
	P7_IC	0.124	11.803	< .001	0.511	1.225	1.713
	P9_IC	0.120	15.162	< .001	0.631	1.578	2.047
	P11_IC	0.128	13.594	< .001	0.577	1.494	1.997
	P13_IC	0.108	12.691	< .001	0.544	1.154	1.576
	P15_IC	0.122	13.372	< .001	0.569	1.398	1.878
	P17_IC	0.094	14.312	< .001	0.602	1.156	1.522
Identidad personal	P2	0.114	8.693	< .001	0.390	0.769	1.216
	P4	0.115	17.533	< .001	0.712	1.794	2.246
	P6	0.086	8.883	< .001	0.398	0.596	0.934
	P8	0.102	18.775	< .001	0.752	1.720	2.121
	P10	0.113	10.383	< .001	0.458	0.949	1.390
	P12	0.096	12.137	< .001	0.526	0.973	1.347
	P14	0.118	7.051	< .001	0.320	0.600	1.063
	P16	0.100	10.963	< .001	0.481	0.901	1.293

Fuente: elaboración propia.

Tabla 5*Medidas de bondad de ajuste de los modelos factoriales*

Medidas de ajuste	Modelo 1	Modelo 2
χ^2/gf	668.07	577.23
GFI	0.865	0.874
TLI	0.730	0.75
CFI	0.766	0.786
SRMR	0.07	0.069
RMSEA	0.091	0.09
AIC	43477.538	41056.95

Fuente: elaboración propia.

En consecuencia, puede esperarse que a validación de la escala no sea una conclusión evidente, más bien, los resultados entregan más incerteza sobre su validez que lo que sería

esperable para concluir que existe una concordancia entre las dimensiones teóricas y las encontradas en términos estadísticos.

Análisis de redes sociales

Para definir la red de ítems se obtiene como primer resultado la matriz de pesos de la red, esto, a partir de los coeficientes de las correlaciones parciales entre los ítems, tal y como se muestra en la Tabla 5. Como se puede observar, los ítems de una dimensión (Identidad Social) representan solo correlaciones positivas entre los ítems de la

misma dimensión, cuando las hay y las correlaciones negativas solo se dan con ítems de la otra dimensión (Identidad Personal). Es decir, cuando se evidencian correlaciones entre los ítems, estas siempre son positivas en el intragrupo o entre ítems de una misma dimensión y negativas intergrupos o con ítems de la otra dimensión.

Tabla 5
Medidas de bondad de ajuste de los modelos factoriales

Variable	Network															
	P2	P3_IC	P4	P5_IC	P6	P7_IC	P8	P9_IC	P10	P11_IC	P12	P13_IC	P14	P15_IC	P16	P17_IC
P2	0.000	0.032	0.045	0.100	0.011	0.000	0.038	0.000	0.000	0.000	0.108	0.000	0.239	-0.040	0.018	0.056
P3_IC	0.032	0.000	0.071	0.020	0.000	0.066	0.000	0.188	0.090	0.059	0.000	0.189	0.000	0.183	-0.051	0.017
P4	0.045	0.071	0.000	0.047	0.067	0.000	0.568	0.000	0.045	0.000	0.031	0.032	0.000	0.000	0.000	0.003
P5_IC	0.100	0.020	0.047	0.000	0.016	0.222	0.043	0.044	0.000	0.113	0.019	0.000	0.000	0.000	0.069	0.140
P6	0.011	0.000	0.067	0.016	0.000	0.058	0.030	0.000	0.061	0.000	0.211	-0.037	0.000	0.000	0.123	0.000
P7_IC	0.000	0.066	0.000	0.222	0.058	0.000	3.576e-4	0.132	0.010	0.018	0.000	0.014	0.000	0.052	0.085	0.076
P8	0.038	0.000	0.568	0.043	0.030	3.576e-4	0.000	0.072	0.077	0.000	0.083	6.788e-4	0.000	0.000	0.031	0.068
P9_IC	0.000	0.188	0.000	0.044	0.000	0.132	0.072	0.000	0.050	0.086	0.011	0.143	-0.022	0.102	0.000	0.075
P10	0.000	0.090	0.045	0.000	0.061	0.010	0.077	0.050	0.000	0.004	0.045	0.035	0.062	0.000	0.204	0.000
P11_IC	0.000	0.059	0.000	0.113	0.000	0.018	0.000	0.086	0.004	0.000	0.153	0.123	0.000	0.125	0.000	0.112
P12	0.108	0.000	0.031	0.019	0.211	0.000	0.083	0.011	0.045	0.153	0.000	0.000	0.097	0.034	0.125	0.022
P13_IC	0.000	0.189	0.032	0.000	-0.037	0.014	6.788e-4	0.143	0.035	0.123	0.000	0.000	0.028	0.075	0.000	0.112
P14	0.239	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.022	0.062	0.000	0.097	0.028	0.000	0.010	0.121	0.101
P15_IC	-0.040	0.183	0.000	0.000	0.000	0.052	0.000	0.102	0.000	0.125	0.034	0.075	0.010	0.000	0.136	0.114
P16	0.018	-0.051	0.000	0.069	0.123	0.085	0.031	0.000	0.204	0.000	0.125	0.000	0.121	0.136	0.000	0.060
P17_IC	0.056	0.017	0.003	0.140	0.000	0.076	0.068	0.075	0.000	0.112	0.022	0.112	0.101	0.114	0.060	0.000

Fuente: elaboración propia.

A partir de la matriz de coeficientes es posible definir la red, tal como se presenta en el gráfico 1. Dado el algoritmo de Fruchterman y Reingold (1991) los nodos no se disponen al azar, más bien se sitúan en la red según la afinidad o cercanía con el resto de nodos con los que mantienen relaciones (particularmente positivas) y se alejan de los nodos con relaciones negativas o con los que no tienen relaciones significativas. Tal como se puede observar, los ítems se tienden a agrupar según

la dimensión a la que pertenecen, los nodos de color azul se agrupan entre sí configurando la dimensión Identidad Social y, por el contrario, los nodos de color café se agrupan según la dimensión Identidad Personal, dando lugar a la definición de ambas dimensiones de la escala. Por tanto, la inspección visual, como método para identificar la concordancia entre los ítems, confirma la definición clara de las dos dimensiones del test (Golino & Epskamp, 2017).

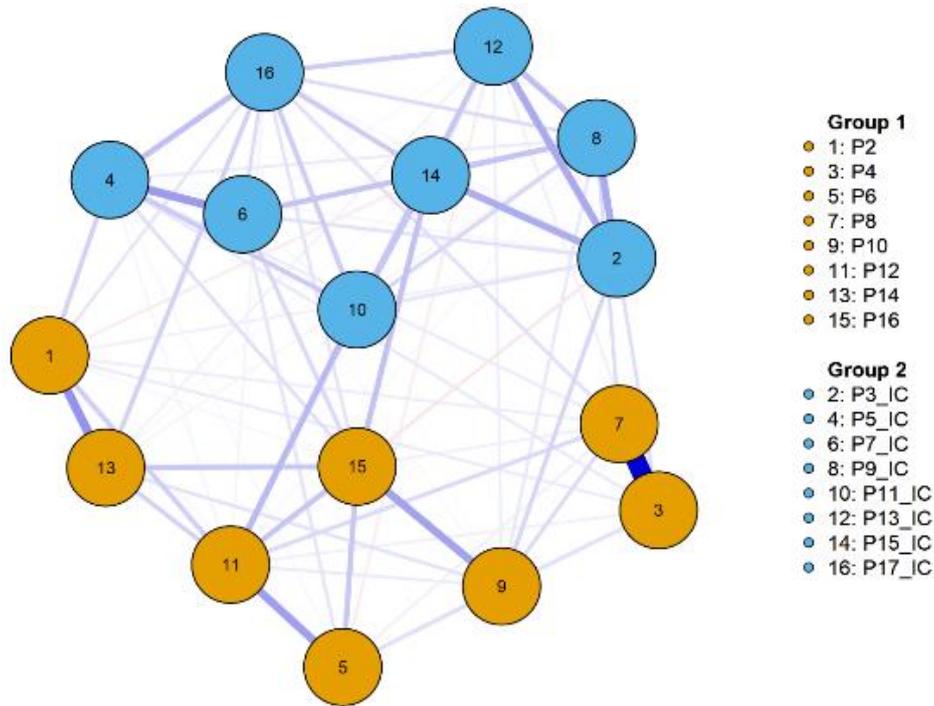


Gráfico 1. Red de ítems del cuestionario SIPI.

No obstante, lo anterior, se hace necesario evaluar la bondad de ajuste de los resultados entregados por la red resultado. Para este caso se aplicó el procedimiento "bootstrapping no paramétrico" ejecutando, tal como recomienda Epskamp (2018), 1000 muestras simuladas con el fin de evaluar si dichas muestras ficticias generan coeficientes de correlación similares a los obtenidos en la red resultado, tal como se

muestra en el gráfico 2. La superposición de los valores evidencia una concordancia entre los coeficientes de las redes simuladas (Bootstrap mean - línea negra) y los coeficientes medios de la red resultado (Sample - línea roja), por tanto, se puede evidenciar que los resultados obtenidos por la red resultado son, en su mayoría, estables y tienen un buen ajuste (Epskamp, 2018).

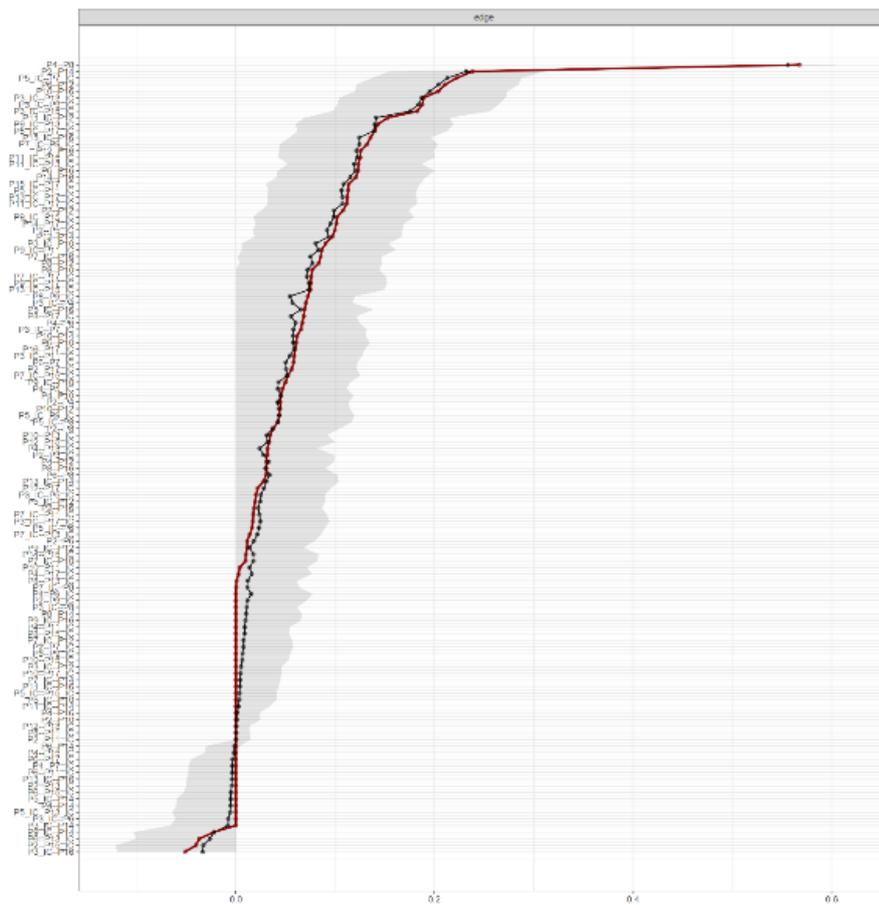


Gráfico 2. Estabilidad de ítems de la red propuesta y red simulada.

Si bien la red define espacialmente las dos dimensiones, igualmente se hace necesario identificar la pertenencia de cada ítem a cada una de las dimensiones de forma más

específica. Para esto se procedió de aplicar el test NCD, cuyos resultados se muestran en el gráfico 3.

Además de lo anterior, se calculó el índice E-Index total, cuyos valores van desde 1 (el total de relaciones se evidencia solo entre las dimensiones y existe una nula relación intragrupo) a -1 (el total de relaciones se evidencia solo al interior de las dimensiones y existe una nula relación entre los grupos), demuestra la fuerza en la conformación de ambas comunidades de ítems. En este análisis el índice E-Index alcanza un valor de -0,256 (Tabla 7) y de -0,667 reescalado, lo que, para

un nivel de significancia del 0,05, resulta ser estadísticamente significativo. Esto, en definitiva, confirma que los grupos de ítems que forman cada una de las dimensiones tienden a definir, mayoritariamente, un coeficiente de correlación positivo con los ítems de la misma dimensión y negativo con los ítems de la otra dimensión, algo que en términos de análisis factorial podría definirse como una alta carga interna y, a la vez, una baja "carga cruzada" entre los factores.

	Obs	Min	Avg	Max	SD	P>=Ob	P<=Ob
Internal	0,628	0,359	0,467	0,628	0,035	0,001	1,000
External	0,372	0,372	0,533	0,641	0,035	1,000	0,001
E-I	- 0,256	- 0,256	0,065	0,282	0,282	1,000	0,001

Tabla 7. Matriz de índices de exogamia y endogamia del test E-Index

DISCUSIÓN

En este estudio hemos analizado la confiabilidad y, sobre todo, la validez del cuestionario SIPI a través de dos técnicas diferentes, pero complementarias: el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) y el Análisis de Redes Sociales (ARS). La primera de estas técnicas, utilizada tradicionalmente en el análisis de validación, entrega resultados ambiguos respecto de la posibilidad de confirmar la validez del instrumento, una ambigüedad que atenta contra la posibilidad de confirmar la pertinencia del cuestionario, en este caso el SIPI, para ser utilizado en la medición de fenómenos psicosociales. Desde esto, la aplicación de una técnica complementaria, en este caso el ARS, permite obtener una segunda evaluación que, dada su naturaleza analítica, facilita concluir sobre la validez del instrumento evaluado. Lo que supone, como conclusión adicional, que este cuestionario contaría con los méritos analíticos suficientes para ser considerado como un cuestionario validado en el contexto chileno. La herramienta permitirá, no solo abodar la prevalencia de la identidad personal y la identidad social en esta población, sino que utilizarla, ya sea completa o en alguna de sus dimensiones, como factor explicativo en otro tipo de fenómenos. En definitiva, se abre la posibilidad a líneas de investigación sobre medición de la identidad poco exploradas en el contexto latinoamericano.

Si bien las técnicas utilizadas operan de forma distinta en el análisis de los datos, también es cierto que su complementariedad viene dada por compartir bases técnicas analíticas muy similares. En ambos casos operan como fundamento analítico la correlación existente entre los ítems, en el AFC, una correlación de Pearson, en el caso del ARS son correlaciones parciales que definen un estimador que selecciona solo las correlaciones más relevantes, donde el punto de corte para identificar "la no existencia de relaciones densas" entre los nodos (ítems) se realiza mediante el Criterio de Información Bayesiano Ampliado (EBIC). Así, se penalizan las relaciones entre los nodos que tienen muchos vecinos cercanos, relevando con esto las relaciones diádicas que son más fuertes y estrictamente relevantes y más exclusivas. Adicionalmente, el análisis por ARS, al igual que el AFC, define ciertos "pesos relacionales" según el grupo al que pertenezcan, al definir una red de relaciones donde los nodos son los ítems y las relaciones se caracterizan según su grosor o fuerza; los lazos más gruesos representan relaciones más fuertes (positivas de atracción y negativas de repulsión) y los lazos más delgados representan relaciones más débiles (Epskamp & Fried 2018), finalmente, la posición espacial de los nodos (ítems) en la red no es al azar, se define por el algoritmo Fruchterman-Reingold que, en términos generales, calcula la fuerza de atracción y repulsión entre los nodos como resultado de la sumatoria de las fuerzas opuestas (Fruchterman y Reingold, 1991).

Por otro lado, el ARS, también permite obtener medidas de bondad de ajuste, con la finalidad de identificar la validez del modelo relacional, particularmente, mediante el procedimiento de "bootstrapping no paramétrico", lo que supone, como fortaleza, evitar supuestos paramétricos que, de no cumplirse, pueden condicionar negativamente los resultados del análisis. Por ejemplo, y para este caso, se calcularon 1000 muestras distintas (recomendado por Epskamp & Fried, 2018) en donde, para cada iteración, se fueron eliminando nodos y lazos con la esperanza que la estructura general de la red no se desvirtúe, o dicho de otro modo, que la red no vea desvirtuada su estructura dada la eliminación continua y aleatoria de nodos y lazos.

Desde la mera perspectiva relacional de los ítems, el ARS entrega técnicas adicionales de análisis que facilitan la evaluación de la validez de las dimensiones encontradas, dichas técnicas se despliegan por la mera expulsión y atracción relacional de los ítems. En este caso, particular, las dos técnicas utilizadas: Newman community detection (NCD) (Newman, 2004) y el indicador E-Index (Everett & Borgatti, 2012), facilitan la emergencia de los grupos de nodos mediante no solo la coincidencia de los ítems en ciertos grupos o clústers, sino también dada la repulsión de los mismos con nodos pertenecientes a otras dimensiones. Adicionalmente, es posible integrar otras técnicas de análisis que también potencian el uso del ARS para este objetivo, por un lado, encontramos el índice de centralización de la red, y que en este caso alcanzó un valor de 0,025, esto es, una baja tendencia de que un solo nodo centralice las relaciones y se asemeje a una red estrella o asterisco, evitando con ello la distribución homogénea de los lazos en la red y atentaría con la definición de grupos al relegar la distribución de las relaciones hacia un centro o nodo central. Adicionalmente, el índice de "clustering" que indica la tendencia de los nodos a formar vecindarios (para el caso analizado alcanzó un valor de 0,661, considerado alto) entrega una medida sobre la probabilidad de encontrar grupos en la red, pero, y adicionalmente, entrega valores de "node clustering coefficients" o la tendencia de cada nodo a formar lazos con los nodos vecinos, en este caso, se podría entender este indicador como a participar del clúster o grupo que define una dimensión del test (Hanneman y Riddle, 2005). Este valor nodal puede ser usado como un símil del índice de comunalidad que entrega el AFC de los ítems y, con ello, evaluar la pertinencia para ser considerados en el análisis o, simplemente, para ser eliminado de la dimensión si "su aporte" para formar comunidad o grupo con sus nodos cercanos es muy bajo.

Finalmente, el ARS como técnica complementaria, facilita la confirmación de la validez de los instrumentos, sobre todo cuando las técnicas tradicionales no entregan claridad sobre dichos resultados. Ejemplos recientes de esto se encuentra en diversos trabajos científicos que confirman la relevancia del ARS en este tipo de análisis (Hallquist, M. et. al. 2021; Picco, et. al. 2020; Suwartono, C. et. al. 2019; Daharnis, D. et. al. 2018; Kabadayi, F., & Mercan, 2021).

Finalmente, y no obstante lo anterior, se hace necesario indicar también algunas posibles limitaciones del ARS para complementar el objetivo planteado. En primer lugar, los grafos dirigidos y ponderados pueden conducir a problemas de identificación de grupos o clústers. Por un lado, por la falta de reciprocidad en las relaciones y, por otro, en la consideración de relaciones muy débiles si la simetrización se hiciera, por ejemplo, a partir de valores mayores que 0. Si bien en este último caso se podrían usar medidas de binarización como el promedio, persiste el problema cuando se cuenta con promedios que cuentan con altas desviaciones y que, si bien podrían ser soslayados con medidas de tendencia central como la mediana, aún persiste el problema de definir el punto de corte para dicha binarización. Adicionalmente, y considerando el trabajo de Neal et al. (2022), el uso del ARS como técnica de datos multivariados puede ser errónea si solo se considera como una herramienta para definir relaciones causales entre variables, o si las técnicas estadísticas definidas para relaciones causales entre datos multivariantes pueden ser, primero, analizadas con otras técnicas multivariantes diseñadas para tal efecto, como por ejemplo, el análisis de clases latente o ecuaciones estructurales. Por tanto, y tal como se presenta en esta investigación, el ARS puede alcanzar su mayor utilidad cuando se utiliza como herramienta complementaria para otras técnicas de análisis de datos.

Reconocimientos. Este artículo es parte del proyecto ANID/FONDECYT/Posdoctorado N° 3200261 y, además, cuenta con el apoyo del CEI-CPMDH -UV. / JMG, HRA y PIB contribuyeron al desarrollo teórico y analítico. JMG, EAG y FHD contribuyeron al desarrollo metodológico y análisis de los datos.

REFERENCIAS

- Agulló, E. (1997).** *Jóvenes, trabajo e identidad*. Universidad de Oviedo.
- Akaike, H. (1987).** Factor analysis and AIC. *Psychometrika* **52**, 317-332. <https://doi.org/10.1007/BF02294359>

- Bandalos, D. L., & Boehm-Kaufman, M. R. (2009).** Four common misconceptions in exploratory factor analysis. In C. E. Lance & R. J. Vandenberg (Eds.), *Statistical and methodological myths and urban legends: Doctrine, verity and fable in the organizational and social sciences* (pp. 61–87). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Bochner, S. (1994).** Cross-cultural differences in the self concept. A test of Hofstede's individualism/collectivism distinction. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 25(2), 273–283. <https://doi.org/10.1177/0022022194252007>
- Cascalheira, C. J., & Smith, B. A. (2020).** Hierarchy of Desire: Partner Preferences and Social Identities of Men Who Have Sex with Men on Geosocial Networks. *Sexuality and Culture*, 24(3), 630–648. <https://doi.org/10.1007/s12119-019-09653-z>
- Charon, J. M. (1992).** *Symbolic Interactionism: An Introduction, An Interpretation, An integration* (7^a ed.). Pearson Prentice Hall
- Cheek, J. M., Tropp, L. R., Chen, L. C., & Underwood, M. K. (1994, August).** *Identity orientations: Personal, social, and collective aspects of identity* [Paper]. Annual Meeting of the American Psychological Association, Los Angeles, CA
- Costantini, G. y Epskamp, S. (2017).** EstimateGroupNetwork: Perform the Joint Graphical Lasso and selects tuning parameters. R package version 0.1, 2
- Daharnis, D., Ardi, Z., Alizamar, A., Ifdil, I., Rangka, I. B. y Suranata, K. (2018).** Adaptation and validation of mathematics anxiety: Rasch and network psychometrics analysis. *Journal of Physics: Conference Series*, 1114(1). <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1114/1/012113>
- Deschamps, J. y Devos, T. (1996).** Relaciones entre identidad social e identidad personal. En J. F. Morales, D. Paéz, J. C. Deschamps y S. Worchel, *Identidad social: Aproximaciones psicosociales a los grupos y a las relaciones entre grupos* (pp. 39–55). Promolibro
- Domínguez-Lara, S. (2019).** Correlación entre residuales en análisis factorial confirmatorio: una breve guía para su uso e interpretación. *Interacciones*, 5 (3), 1-7. <https://doi.org/10.24016/2019.v5n3.207>
- Dubar, C. (2002).** *La crisis de las identidades: La interpretación de una mutación*. Bellaterra.
- Dujaili, J. A., Sulaiman, S. S., Hassali, M. A., Awaisu, A., Blebil, A. Q., Dujaili, M. A., & Bredle, J. (2013).** Linguistic Translation and Cultural Adaptation of Functional Assessment of Chronic Illness Therapy-Tuberculosis Instrument into Arabic Language. *Value in Health*, 16(7), A602. <https://doi.org/10.1016/j.jval.2013.08.1707>
- Escobar, M. (1987).** *La identidad social del parado*. Ministerio de Trabajo y de la Seguridad Social.
- Eaton, L. y Louw, J. (2000).** Culture and self in South Africa: individualism-collectivism predictions. *The Journal of Social Psychology*, 140(2), 210–217. <https://doi.org/10.1080/00224540009600461>
- Epskamp, S., Borsboom, D. & Fried, E.I. (2018).** Estimating psychological networks and their accuracy: A tutorial paper. *Behav Res* 50, 195–212. <https://doi.org/10.3758/s13428-017-0862-1>
- Everett, M. G., & Borgatti, S. P. (2012).** Categorical attribute based centrality: E–I and G–F centrality. *Social Networks*, 34(4), 562–569. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2012.06.002>
- Fonseca-Pedrero, Eduardo (2018).** Análisis de redes en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 39(1),1-12. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77854690001>
- Friedman, J., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2008).** Sparse inverse covariance estimation with the graphical lasso. *Biostatistics*, 9(3), 432–441. <https://doi.org/10.1093/biostatistics/kxm045>
- Garrote, P. R., & del Carmen Rojas, M. (2015).** La validación por juicio de expertos: dos investigaciones cualitativas en Lingüística aplicada. *Revista Nebrija de lingüística aplicada a la enseñanza de lenguas*, (18), 124–139. <https://doi.org/10.26378/rnlael918259>
- Goffman, E. (1970).** *Estigma: La identidad deteriorada*. Amorortu
- Golino, H.F. & Epskamp, S. (2017)** Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PLoS ONE* 12(6): e0174035. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174035>
- Grace, S. y Cramer, K. (2002).** Sense of self in the new millenium: male and female student responses to the TST. *Social Behaviour and Personality*, 30(3), 271–280. <https://doi.org/10.2224/sbp.2002.30.3.271>
- Gray, A., & Desmarais, S. (2014).** Not all one and the same: Sexual identity, activism, and collective self-esteem. *Canadian Journal of*

Human Sexuality, 23(2), 116-122.
<https://doi.org/10.3138/cjhs.2400>

Hall, E. M. (2015). Examining gender differences and relationships among Facebook. *The Journal of Social Media in Society*, 2(1), 89-106. <https://hdl.handle.net/1920/9965>

Hallquist, M. N., Wright, A. G., & Molenaar, P. C. (2021). Problems with centrality measures in psychopathology symptom networks: Why network psychometrics cannot escape psychometric theory. *Multivariate Behavioral Research*, 56(2), 199-223. <https://doi.org/10.1080/00273171.2019.1640103>

Hanneman, R. A., & Riddle, M. (2005). Introduction to social network methods. Riverside, CA: University of California, Riverside (published in digital form at <http://faculty.ucr.edu/~hanneman/>)

Hernández-Seltz, M. Y. (2020). *Understanding Impostor Phenomena in Hispanic Students from Three Different Learning Environments*. Walden University.

Hewitt, J. (1984). *Self and society: a symbolic interactionist social psychology*. Allyn and Bacon.

Jenkins, R. (2004). *Social identity*. Routledge

Kabadayi, F., & Mercan, O. (2021). Reliability and validation of the Turkish adaptation of the mistake rumination scale. *Current Psychology*, <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01972-5>

Kossakowski, J. J., Epskamp, S., Kieffer, J. M., van Borkulo, C. D., Rhemtulla, M., & Borsboom, D. (2016). The application of a network approach to Health-Related Quality of Life (HRQoL): introducing a new method for assessing HRQoL in healthy adults and cancer patients. *Quality of Life Research*, 25(4), 781-792. <https://doi.org/10.1007/s11136-015-1127-z>

Kuhn, M. y McPartland, T. (1954). An empirical investigation of self-attitudes. *American Sociological Review*, 68-76.

Madson, L. y Trafimow, D. (2001). Gender comparisons in the private, collective, and allocentric selves. *The Journal of Social Psychology*, 141(4), 551-559. <https://doi.org/10.1080/00224540109600571>

Martinez, D., Albin, J., Cabaleiro, J., Pena, T., Rivera, F. & Blanco, V. (2009). El Criterio de Información de Akaike en la Obtención de Modelos Estadísticos de Rendimiento. XX Jornadas de Paralelismo. A. Coruña, España.

McCall, G. y Simmon, J. (1966). *Identities and interactions*. Free Press.

Moya, M. (1993). Categorías de género: consecuencias cognitivas sobre la identidad. *Revista de Psicología Social*, 8(2), 171-187. <https://doi.org/10.1080/02134748.1993.10821678>

Nario-Redmond, M. R., Biernat, M., Eidelman, S., & Palenske, D. J. (2004). The Social and Personal Identities Scale: A Measure of the Differential Importance Ascribed to Social and Personal Self-Categorizations. *Self and Identity*, 3(2), 143-175. <https://doi.org/10.1080/13576500342000103>

Neal, Z. P., Forbes, M. K., Neal, J. W., Brusco, M. J., Krueger, R., Markon, K., ... & Wright, A. G. (2022). Critiques of network analysis of multivariate data in psychological science. *Nature Reviews Methods Primers*, 2(1), 1-2.

<https://doi.org/10.1038/s43586-022-00177-9>

Newman, M. E. (2004). Fast algorithm for detecting community structure in networks. *Physical review E*, 69(6), 066133. <https://doi.org/10.1103/PhysRevE.69.066133>

Newman, M. E. (2006). Modularity and community structure in networks. *Proceedings of the national academy of sciences*, 103(23), 8577-8582. <https://doi.org/10.1073/pnas.0601602103>

O'Donnell, N. H. (2018). Storied Lives on Instagram: Factors Associated With the Need for Personal-Visual Identity. *Visual Communication Quarterly*, 25(3), 131-142. <https://doi.org/10.1080/15551393.2018.1490186>

Owens, T., Robinson, D. y Smith-Lovin, L. (2010). Three faces of identity. *Annual Review of Sociology*, 6, 477-499. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.34.040507.134725>

Palomar-Lever, J., & Victorio-Estrada, A. (2016). Factors Associated with Psychological Maladjustment of Mexican Adolescents Living in Poverty. *Journal of Child and Family Studies*, 25(12), 3511-3522. <https://doi.org/10.1007/s10826-016-0523-5>

Palomar-Lever, J., & Victorio-Estrada, A. (2012). Predictors of social and educational mobility in Mexican recipients of a governmental welfare program: A psychosocial approach. *Europe's Journal of Psychology*, 8(3), 402-422. <https://doi.org/10.5964/ejop.v8i3.447>

Picco, S., Pedreira, M. E., & Fernández, R. S. (2020). Psychometric validation of the survey of autobiographical memory: confirmatory factor analysis and network

analysis. *Memory*, 28(8), 1037-1050.
<https://doi.org/10.1080/09658211.2020.1812662>

Ramadhana, M. R., Karsidi, R., Utari, P., & Kartono, D. T. (2019). Role of Family Communications in Adolescent Personal and Social Identity. *Journal of Family Sciences*, 4(1), 1-11.
<https://doi.org/10.29244/jfs.4.1.1-11>

Santamaría, A., Mata de la, M., Hansen, T. y Ruiz, L. (2010). Cultural self-construals of Mexican, Spanish and Danish college students: Beyond independent and interdependent self. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 41(3), 471-477.
<https://doi.org/10.1177/0022022109359694>

Stets, J. y Burke, P. (2003). A sociological approach to self and identity in M. R. Leary, y T. J. P. (Ed.), *Handbook of self and identity* (pp. 128-152). Guilford

Somech, A. (2000). The independent and the interdependent selves: different meanings in different cultures. *International Journal of Intercultural Relations*, 24, 161-172.
[https://doi.org/10.1016/S0147-1767\(99\)00030-9](https://doi.org/10.1016/S0147-1767(99)00030-9)

Suwartono, C & Moningka, C. (2017). Pengujian validitas Dan reliabilitas Skala identitas sosial. *Humanitas* 14 (2):176.
<http://dx.doi.org/10.26555/humanitas.v14i2.6967>

Suwartono, C., & Bintamur, D. (2019). Validation of the Emotion Regulation Questionnaire (ERQ): network analysis as an alternative of confirmatory factor analysis (CFA). *ANIMA Indonesian Psychological Journal*, 34(3), 115-124.
<https://doi.org/10.24123/aipj.v34i3.2300>

Tajfel, H. (1984). *Grupos humanos y categorías sociales: Estudios de psicología social*. Herder

Tichon, J., & Makaresz, S. (2019). Influencing young adult social and personal identity through video-game narratives. *Pacific Journal of Advanced Busines*. 5(1), 116 – 129.
<https://doi.org/10.25275/apjabssv5i1ss11>

Trafimow, D., Triandis, H. C. y Goto, S. (1991). Test of the distinction between the private self and the collective self. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(5), 649-655.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.60.5.649>

Trafimow, D., Silverman, E., Fan, R. y Law, J. (1997). The effects of language and priming on the relative accesibility of the private self and the collective self. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 28(1), 107-123.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.60.5.649>

Triandis, H. C. (1989). The self and social behavior in differing cultural contexts. *Psychological Review*, 96(3), 506-520.
<https://doi.org/10.1037/0033-295X.96.3.506>

Turner, J. (1989). *Redescubrir el grupo social: una teoría de la categorización del yo*. Morata

van Dijk MJAM, Claassen T, Suwartono C, van der Veld WM, van der Heijden PT & Hendriks MPH. (2017). Evaluating WAIS-IV structure through a different psychometric lens: structural causal model discovery as an alternative to confirmatory factor analysis. *The Clinical Neuropsychologist*. 31:1141-54.
<https://doi.org/10.1080/13854046.2017.1352029>

Wagner, P. (2001). *Theorizing modernity*. Sage.

Wang, Q. (2001). Culture effects on adults' earliest childhood recollection and self-description: Implications for the relation between memory and the self. *Journal of Personality and Social Psychology*, 18(2), 220-233.
<https://doi.org/10.1037/OO22-3514.81.2.220>

Zhang, J. X., & Schwarzer, R. (1995). Measuring optimistic self-beliefs: A Chinese adaptation of the General Self-Efficacy Scale. *Psychologia*, 38, 174-181.

Zhou, M. (2016). A Revisit of General Self-Efficacy Scale: Uni- or Multi-dimensional? *Current Psychology*, 35(3), 427-436.
<https://doi.org/10.1007/s12144-015-9311-4>

Remitido: 11-08-2022

Corregido: 20-11-2022

Aceptado: 21-11-2022

