

## Adaptación y Validación de la Escala de Burbuja de Identidad (IBRS-9) en una Muestra de Estudiantes Universitarios Chilenos

### Adaptation and Validation of the Identity Bubble Reinforcement Scale (IBRS-9) in a Sample of Chilean University Students

Karina Polanco-Levicán<sup>1</sup>, Sonia Salvo-Garrido<sup>2</sup>, José Andrés Sepúlveda<sup>3</sup> y Marianela Denegri Coria<sup>4</sup>

#### Resumen

El aumento del uso de redes sociales y la conformación de grupos en internet ha transformado la construcción de identidad social en las personas. El objetivo de esta investigación fue adaptar y validar la Escala de Burbuja de Identidad (IBRS-9) en estudiantes universitarios. Se realizó una adaptación lingüística del instrumento y un estudio de diseño transversal. Participaron 521 estudiantes (49.14% hombres, 50.86% mujeres) con edad promedio de 22.01 años ( $DE=3.20$ ), pertenecientes a 12 universidades de Chile. Se evaluaron tres modelos factoriales confirmatorios, el modelo de tres factores correlacionados fue el que arrojó indicadores satisfactorios, coincidente con propuesta teórica original. Los resultados del análisis de invarianza, según sexo y uso de redes sociales indicaron que IBRS-9 se mantiene estable hasta invarianza escalar. Los factores presentaron niveles adecuados de fiabilidad por consistencia interna. Los hallazgos proporcionan evidencia que apoyan la calidad psicométrica de IBRS-9 para uso en estudiantes universitarios chilenos.

**Palabras clave:** burbuja de identidad, identidad social, redes sociales, adultez emergente, medición

#### Abstract

The increased use of social networks and the formation of groups on the Internet has transformed the construction of social identity in people. The aim of this research was to adapt and validate the Identity Bubble Scale (IBRS-9) in university students. A linguistic adaptation of the instrument and a cross-sectional design study were carried out. A total of 521 students (49.14% male, 50.86% female) with a mean age of 22.01 ( $SD=3.20$ ) from 12 universities in Chile participated. Three confirmatory factorial models were evaluated; the model with three correlated factors was the one that yielded satisfactory indicators, coinciding with the original theoretical proposal. The results of the invariance analysis, according to sex, indicated that the IBRS-9 is stable up to scalar invariance. The factors presented adequate levels of internal consistency reliability. The findings provide evidence supporting the psychometric quality of the IBRS-9 for its use in Chilean university students.

**Keywords:** identity bubble, social identity, social networks, emerging adulthood, measurement

Agradecimientos: Karina Polanco-Levicán recibió apoyo financiero de la Agencia Nacional de Investigación y Desarrollo (ANID)/Programa de Becas/DOCTORADO BECAS CHILE/2020 - 21200712.

<sup>1</sup> Mg. en Terapia Familiar Sistémica, Programa de Doctorado en Ciencias Sociales, Universidad de La Frontera, Avenida Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Departamento de Psicología, Universidad Católica de Temuco, Temuco, Chile. Correo: k.polanco01@ufromail.cl

<sup>2</sup> Dra. en Estadística, Departamento de Matemática y Estadística, LICSA, Universidad de La Frontera, Avenida Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Tel.: +56-045-2322864. Correo: sonia.salvo@ufrontera.cl (Autora de correspondencia)

<sup>3</sup> Doctor en Psicología, Investigador Postdoctoral, Núcleo de Ciencias Sociales y Humanidades de la Universidad de La Frontera, Avenida Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Tel.: +56-45-2596832. Correo: jose.sepulveda@ufrontera.cl

<sup>4</sup> Dra. en Psicología, Departamento de Psicología. Directora del Núcleo de Ciencias Sociales y Humanidades de la Universidad de La Frontera, Avenida Francisco Salazar 01145, Temuco, Chile. Tel.: +56-45-2325670. Correo: marianela.denegri@ufrontera.cl

## Introducción

Actualmente existe un uso masivo de redes sociales en Latinoamérica, los países con mayor porcentaje de usuarios de redes sociales son Chile (83.5%) y Uruguay (83.3%) (Statista, 2021). Otros antecedentes muestran que el 98.3% de los/as estudiantes universitarios/as de Brasil cuenta al menos con una cuenta de redes sociales (Viana et al., 2021). En una encuesta aplicada a jóvenes chilenos entre 15 a 29 años, se informa que la permanencia diaria en internet corresponde a 6.4 horas en promedio (Instituto Nacional de la Juventud, INJUV, 2018). Con respecto a las redes sociales, los estudiantes universitarios dedicaron 14 horas a la semana a Facebook (Huang et al., 2016). En tanto, las redes sociales más utilizadas por estudiantes entre 14 a 24 años son: Facebook (92.8%), WhatsApp (92.2%) e Instagram (73.9%) (Lara, 2020). Otro estudio incluye a YouTube (65.2%) como una plataforma digital utilizada frecuentemente por jóvenes chilenos, dando cuenta que el 62.6% de los encuestados/as expresa dificultad para renunciar a las redes sociales (INJUV, 2018).

Algunos medios de comunicación otorgan la posibilidad de interacción entre los usuarios/as (Contreras & Ottenberger, 2018; Hobbs, 2017), específicamente, las redes sociales permiten crear y compartir contenido tales como, noticias, ideas, videos, imágenes, mensajes personales, entre otra información, permitiendo la relación entre personas o comunidades a través de comentarios o reacciones frente a las publicaciones de usuarios/as que pueden revisarse de manera inmediata, o bien, en tiempo diferido (Aichner et al., 2021; Appel et al., 2020; Solano & Perugini, 2019). Ahora bien, investigaciones evidencian diferencias de género en el uso de las redes sociales, reflejándose en que los hombres las utilizarían con mayor frecuencia para participar en juegos, hacer amistades, o bien, para obtener información de carácter general; mientras que las mujeres utilizarían las redes sociales considerando motivaciones vinculadas con aspectos relacionales, así como para publicar fotos y videos (Fernández et al., 2020; Krasnova et al., 2017). También, investigaciones han reportado diferencias entre hombres y mujeres adolescentes y estudiantes universitarios en cuanto a la

permanencia en redes sociales, observándose que las mujeres las usarían por mayor cantidad de tiempo, además mostrarían mayor uso problemático, mayor ansiedad frente a la apariencia en las redes sociales y menor bienestar psicológico (Boursier et al., 2020; Hawes et al., 2020; Twenge & Martin, 2020). No obstante, no hay total acuerdo al respecto (Leung et al., 2021).

Es importante tener en cuenta que el contenido en las redes sociales en su mayoría es producido por personas que no tienen conocimiento formal en el área, en contraposición con otros medios de comunicación (Carr & Hayes, 2015), reflejando el cambio de usuario/a pasivo a activo en la creación de contenido que propicia una cultura participativa de las redes sociales (Vanwynsberghe & Verdegem, 2013). Por consiguiente, se genera una gran cantidad de información, donde aquella que se presenta al usuario/a deriva de un proceso de selección de contenidos de acuerdo a sus preferencias a través de tecnologías de filtro de información que limita la diversidad de ésta, al mismo tiempo las redes sociales permiten elegir a las personas o grupos con los cuales se desea interactuar restringiendo las posibilidades de relacionarse con personas distintas al usuario/a (Kaakinen et al., 2018; Keipi et al., 2017).

Es necesario analizar la interacción que se produce entre distintos ámbitos -personal, social y tecnológico- (Geschke et al., 2019). En relación con el ámbito personal, la selección de información en internet a través del uso de algoritmos que recomiendan contenidos en base a las elecciones realizadas previamente por el/la usuario/a, favorece la generación del sesgo de confirmación (Plettenberg et al., 2020; Zollo et al., 2017). En cuanto al ámbito social, las redes sociales favorecen las relaciones homofílicas que se conforman por agrupaciones o comunidades en internet con características similares ya sea sociodemográficas, personales, ideológicas, entre otras (Halberstam & Knight, 2016; Kang & Chung, 2017; McPherson et al., 2001). Desde el ámbito tecnológico, la información que está disponible frecuentemente podría ser concordante con ideas y creencias excluyendo contenido diferente, siendo denominado como burbuja de filtro (Pariser, 2011). En este contexto, es relevante comprender los cambios ocurridos en el

proceso de la conformación de grupos sociales, considerando el uso de plataformas digitales donde se favorece la interacción entre las personas, lo cual es fundamental en la construcción de identidad social y la conformidad con las normas grupales (Kaakinen et al., 2018, 2020; Keipi et al., 2017; Sirola et al., 2021).

El Modelo de Refuerzo de la Burbuja de Identidad propuesto por Keipi et al. (2017) pretende mejorar la comprensión de los procesos psico-sociales vinculados al constructo de la burbuja de filtro (Pariser, 2011), mientras paralelamente posibilita alcanzar mayor comprensión del comportamiento de las personas en comunidades en las redes sociales (Kaakinen et al., 2018). Este modelo considera que la personalización que permiten y favorecen este tipo de plataformas digitales afecta la construcción de la identidad social, ya que los/as usuarios/as pueden decidir acerca de sus perfiles, cómo desean ser percibidos por los demás, elegir las personas con las que desean interactuar, los grupos de los que desean ser parte, así como los modos de comunicación que se ajustan a sus intereses como usuarios/as. Entonces, el filtrado de información y la exposición a cierto tipo de contenidos en las redes sociales a la que se enfrenta el usuario/a tendería a reforzar la identidad, sin que la persona conozca el funcionamiento de estas plataformas digitales. Lo anterior difiere de lo que sucede en las interacciones fuera de línea donde existe menor control de la percepción de los demás; no obstante, continúa presente la expectativa de validación social (Keipi et al., 2017).

Considerando estos antecedentes, la construcción de identidad social podría cambiar debido al aumento de las interacciones sociales en internet (Pegg et al., 2018). Hace varias décadas, Tajfel (1978) propuso la teoría de la Identidad Social, específicamente este constructo se refiere al conocimiento, al valor y al significado emocional que le atribuye una persona a la pertenencia a un grupo o varios grupos, ello formaría parte de su auto-concepto. Este proceso involucra que las personas distingan diferentes agrupaciones en que se puede dividir la sociedad, posteriormente, se identifican con un grupo o grupos atribuyendo características positivas al endogrupo por medio de un proceso de

comparación social (Tajfel & Turner, 1979). Es importante comprender que el o los grupos con los que se relacionan las personas influyen en sus ideas, emociones y comportamientos. Por tanto, el o los grupos son parte de las personas siendo fundamentales en la definición de la identidad (Harwood, 2020; Scheepers & Ellemers, 2019). De este modo, la identidad social influye significativamente en la formación y consolidación de la identidad personal en un proceso bidireccional (Albarello et al., 2018), reflejándose en contextos en línea y fuera de línea (Pegg et al., 2018). Es relevante que las personas conformen su identidad tanto personal como social considerando la pertenencia a distintos grupos, ya que la posibilidad de vivenciar diferentes experiencias favorece la reducción de prejuicios y mejora las relaciones intergrupales, siendo primordial en las sociedades multiculturales (Albarello et al., 2018; Crocetti et al., 2018; Merrilees et al., 2018; Schwarzenhal et al., 2019).

Cabe señalar que la conformación de identidad social no es un hito exclusivo de la adolescencia (Crocetti, 2017; Wood et al., 2018), más bien es sustancial en la edad adulta emergente (Arnett, 2000; Galanaki & Sideridis, 2019), por lo que, la construcción de identidad social de los estudiantes universitarios podría recibir influencias de la participación de los jóvenes en las redes sociales que es un espacio donde buscan promover sus identidades, mientras paralelamente el entorno afecta y valida estas identidades (Keipi et al., 2017). Lo anterior, se produce en este tipo de plataformas virtuales donde existe una sociabilidad elegida (Castells, 2014), donde se puede optar por la forma en que la persona desea ser percibido por los demás y donde se restringe la diversidad de información debido a los algoritmos de selección de contenido (Keipi et al., 2017).

Por consiguiente, el Modelo de Refuerzo de Burbuja de Identidad plantea que las personas que se involucran en grupos que se caracterizan por la similitud de sus integrantes tienden a identificarse fuertemente con sus redes sociales, por lo que, también sienten seguridad al informarse a través del contenido compartido por sus contactos en estas plataformas digitales que resulta en una exposición a información limitada en su diversidad (Kaakinen et al., 2018). Considerando

este modelo, está disponible la escala de Refuerzo de Burbuja de Identidad desarrollada por Kaakinen et al. (2018). Este instrumento de medida posee tres dimensiones correlacionadas: identificación social, homofilia y el sesgo de confirmación. Cabe señalar que hay dos versiones de la escala (IBRS) que comparten las mismas dimensiones pero varían en la cantidad de ítems, éstas son IBRS-6 y la IBRS-9. Esta escala ha evidenciado índices psicométricos que respaldan su validez de constructo tras aplicaciones en Finlandia y Estados Unidos (Kaakinen et al., 2018). El estudio de Kaakinen et al. (2018), analizó el grado de invarianza de medición entre diferentes países utilizando la escala IBRS-6, mostrando un buen ajuste en las diferentes muestras para el nivel de invarianza métrica. La escala IBRS-9 ha sido utilizada en otra investigación realizada en Finlandia, Corea del Sur, España y Estados Unidos (Sirola et al., 2021), en muestras que contemplan desde adolescentes hasta adultos mayores presentando evidencia que respalda su uso y apoya una estructura factorial coherente con los planteamientos teóricos.

En cuanto a los usos y asociaciones con diferentes constructos, se puede señalar que los grupos conformados por personas con ideas similares generan identidades compartidas vinculándose con el incremento de la cyberagresión en muestras de adolescentes y adultos emergentes (15 a 25 años) en Finlandia, España, Corea del Sur y Estados Unidos (Zych et al., 2021). Por otro lado, en una investigación que contempla la participación de adultos entre 18 y 67 años, se observa que las víctimas de cyberbullying en el trabajo tendían a ser hombres jóvenes que contaban con una participación activa en grupos de redes sociales integrados por personas similares (Oksanen et al., 2020). Otros resultados muestran que la participación de personas entre 18 y 74 años en las burbujas de identidad social se relaciona positivamente con la actividad política en línea (Koivula et al., 2019).

En la misma línea, el constructo de burbuja de identidad se asocia con el mayor interés en los juegos de azar y las apuestas, favorecido por la aparición frecuente de este tipo de información por las tecnologías de filtrado y la aprobación de las demás personas que integran esta burbuja en línea, generando mayor conformidad con normas

grupales observadas en las redes sociales en personas entre 15 y 25 años en Finlandia, Corea del Sur, España y Estados Unidos. Es importante mencionar que se observan diferencias de género dado que existiría una asociación positiva entre la participación en grupos que conforman burbujas en línea y las apuestas efectuadas por hombres, reflejando diferentes motivaciones entre hombres y mujeres en el uso de redes sociales (Oksanen et al., 2021; Sirola et al., 2021).

Considerando la relevancia teórica y empírica de la conformación de la identidad social en redes sociales y que la IBRS no presenta adaptaciones al contexto latinoamericano, se plantearon dos hipótesis, la primera planteaba que las puntuaciones de la IBRS-9 presentarán una estructura factorial de tres dimensiones correlacionadas, Identificación Social, Homofilia y Sesgo de Confirmación y adecuados niveles de fiabilidad para el contexto chileno. La segunda hipótesis planteaba que las puntuaciones de la IBRS-9, se mantendrían estables hasta el nivel de invarianza escalar según sexo y nivel de uso de las redes sociales. En consecuencia, el objetivo de este estudio fue adaptar y validar la IBRS-9 en una muestra de estudiantes universitarios chilenos.

## Método

### Participantes

La selección de los/as participantes se realizó mediante un muestreo no probabilístico. La muestra quedó conformada por 521 estudiantes universitarios/as de Chile, de ambos sexos (49.14% hombres, 50.86% mujeres) pertenecientes a 12 universidades chilenas. El rango de edad estuvo comprendido entre los 18 y 28 años, con una media de edad de 22.01 años ( $DE=3.20$ ). Los/as participantes eran estudiantes de diversos niveles socioeconómicos, principalmente de niveles bajos (47.4%) y medios (35.5%). En relación con el lugar de residencia, en su mayoría habitan en zonas urbanas (84.6%). Por otro lado, el 23.1% pertenece a un pueblo originario.

En cuanto al uso de redes sociales, el 78.3% de los/as participantes reportó utilizar diariamente las redes sociales entre tres a siete horas, mientras que el uso de este tipo de plataformas digitales en promedio corresponde a 5.54 horas al día ( $DE=1.70$ ). Respecto de las plataformas más

utilizadas por los participantes destacan: WhatsApp (73.91%), Instagram (70.13%), YouTube (51.77%), Facebook (36.76%) y TikTok (33.86%).

## Instrumentos

Se aplicaron dos instrumentos de medición. El primero fue un cuestionario de caracterización sociodemográfica de los/as estudiantes. Este instrumento estaba compuesto por preguntas de respuesta cerrada: edad, sexo, carrera, facultad, universidad, zona geográfica donde habita.

Además, se aplicó la escala IBRS-9 que mide la participación en burbujas de identidad en redes sociales (Kaakinen et al., 2018). La IBRS-9 es un instrumento de autoinforme, conformado por 9 ítems a los que se responde a partir de una escala de respuesta ordinal de cinco puntos (1=totalmente en desacuerdo, 5=totalmente de acuerdo). Presenta una estructura de tres factores correlacionados denominados: Identificación Social compuesto por los ítems 1, 2 y 7; Homofilia compuesto por los ítems 3, 4 y 8; Sesgo de confirmación compuesto por los ítems 5, 6 y 9 (Ver Apéndice). Los indicadores de calidad psicométrica medidos en el estudio original (Kaakinen et al., 2018) presentaron evidencias de validez que apoyan la estructura de tres factores correlacionados (RMSEA=.047 [CI %=0.029 - .065]; CFI=.988; TLI=.982). Además de indicadores satisfactorios para fiabilidad (Identidad Social ( $\omega$ =.88); Homofilia ( $\omega$ =.85); Sesgo de confirmación ( $\omega$ =.74).

## Procedimiento

Respecto al procedimiento de adaptación y validación de la escala se siguieron las orientaciones de la Comisión Internacional de Test (2017) y de Hernández et al. (2020). Por consiguiente, se contactó al autor de correspondencia de la escala, quien autorizó su adaptación y validación en una muestra de estudiantes universitarios chilenos. Además, el autor envió la escala en idioma español que corresponde a la adaptación y validación en población española (Zych et al., 2021) por lo que no fue necesaria la traducción. Luego, se seleccionó un grupo de expertos/as para que revisaran la escala y evaluaran posibles diferencias culturales o lingüísticas, comprensión

de los ítems, entre otros; no obstante, no se hicieron modificaciones a la escala dado que se concluyó que los ítems contaban con la claridad suficiente. Posteriormente, se realizó un estudio piloto cualitativo con estudiantes universitarios/as que permitió evidenciar si existía una correcta comprensión de las instrucciones y los ítems, de modo que, se decidió agregar un sinónimo a la palabra “comunidades” este sería “grupos”, además se les solicitó que informaran si alguno/a experimentó dificultades en la plataforma digital en la cual contestaron la encuesta.

Para la aplicación de las escalas se contactó con los estudiantes universitarios vía correo electrónico, posteriormente proporcionaron su consentimiento informado vía online. En consecuencia, cuando estuvieron resguardados los principios éticos de esta investigación, se administraron los instrumentos de medición a través de la plataforma QuestionPro (2014).

## Análisis de datos

En primer lugar, se estimaron medidas descriptivas de tendencia central, dispersión y forma de la distribución de cada uno de los ítems de la escala. Con el objetivo de evaluar la estructura factorial de la IBRS-9 y contrastar su estabilidad, se testearon tres análisis factoriales confirmatorios (AFC) con el software MPLUS 7.11 (Muthén & Muthén, 2017). Se utilizó el método de estimación de máxima verosimilitud con errores estándar robustos (maximum likelihood estimation with robust standard errors, MLR). El estimador MLR se considera apropiado para datos sin distribución normal, alcanzando rendimientos similares a los métodos categóricos (Suh, 2015). Además, diversos autores apoyan el uso de los métodos de máxima verosimilitud cuando el número de categorías de respuesta es igual o mayor a cinco categorías (Byrne, 2016; Finney & DiStefano, 2013). Para evaluar la calidad del modelo, se utilizaron los índices de bondad de ajuste: índice de ajuste comparativo (comparative fit index, CFI), índice de Tucker-Lewis (Tucker-Lewis index, TLI) y el error cuadrático medio de aproximación (root mean square error of approximation, RMSEA). Para los índices CFI y TLI, se consideró como un ajuste aceptable del modelo valores iguales o superiores a .96, mientras para RMSEA se asumió como

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los ítems

	Media	Desviación típica	Asimetría	Curtosis	K-S
It1	3.03	1.341	-.351	-1.140	.224***
It2	3.04	1.273	-.312	-.917	.205***
It3	3.46	1.168	-.844	-.048	.281***
It4	3.62	1.152	-1.064	.401	.327***
It5	2.60	1.081	.115	-.968	.204***
It6	2.28	.924	.117	-.772	.215***
It7	2.70	1.158	-.169	-1.067	.223***
It8	3.65	1.157	-1.076	.504	.310***
It9	3.60	1.215	-.993	.013	.336***

K-S, Prueba de Normalidad Kolmogorov-Smirnov. \*\*\*  $p < .001$

ajuste razonable, valores iguales o inferiores a .07 (Hair et al., 2019). Una vez obtenida la estructura factorial se evaluó el grado de invarianza de medida para las variables sexo (Hombre, Mujer) y uso de redes sociales en dos categorías: bajo uso <5 horas, uso frecuente  $\geq 5$  horas (Twenge & Campbell, 2019) mediante estimación del método de máxima verosimilitud con errores estándar robustos (MLR), considerando los siguientes modelos (Vandenberg & Lance, 2000): M0 configural (igual número de factores), M1 métrica (igualdad de cargas factoriales iguales) y M2 escalar (igualdad de interceptos). Para estimar la fiabilidad, atendiendo a las dificultades del coeficiente alfa de Cronbach tradicional (Green & Yang, 2015; Trizano-Hermosilla et al., 2021), se utilizaron las versiones ordinales de alfa y omega (Gadernann et al., 2012).

## Resultados

### Análisis descriptivo

El análisis descriptivo de la media de los ítems mostró un valor mayor para el ítem 8 “En las redes sociales, prefiero interactuar con personas que comparten mis valores” 3.75 ( $DE=1.033$ ) y una media más baja para el ítem 6 “En las redes sociales, siento que la gente piensa como yo” 2.34 ( $DE=0.886$ ). Además, se realizaron pruebas Kolmogorov-Smirnov (Tabla 1), mostrando un incumplimiento del supuesto de normalidad univariada para los nueve ítems analizados ( $p < .001$ ).

### Estructura factorial

Para evaluar la estructura factorial de la IBRS-9, se estimaron tres modelos AFC alternativos con los 9 ítems de la escala. El primer modelo evaluado fue un modelo unidimensional, dicho modelo proporcionó un ajuste insatisfactorio  $SB-\chi^2(27)=384.760$ ,  $p < .001$ ; CFI=.819; TLI=.758; RMSEA=.159 (IC90%=.146 - .174). El segundo modelo testeado consideró una estructura de dos factores correlacionados, los resultados nuevamente entregaron índices de bondad de ajuste insatisfactorios  $SB-\chi^2(26)=386.588$ ,  $p < .001$ ; CFI=.817; TLI=.747; RMSEA=.163 (IC90%=.149 - .178). Finalmente, la estimación de un modelo de tres factores correlacionados reveló un ajuste aceptable  $SB-\chi^2(24)=64.084$ ,  $p < .001$ ; CFI=.980; TLI=.970; RMSEA=.057 (IC90%=.040 - .074). A partir de estos resultados es posible señalar que el modelo ajusta bien a los datos, por lo que se confirma la estructura obtenida por el AFC (Figura 1).

### Invarianza factorial

Una vez confirmada la estructura factorial de la IBRS-9, se realizó un análisis de invarianza factorial (Tabla 2) según sexo (mujer, hombre) y uso de redes sociales (bajo uso, alto uso). El primer modelo contrastado fue M0 (Invarianza de configuración) que obtuvo índices de bondad de ajuste satisfactorios, tanto para la variable sexo como para el uso de redes sociales, por lo tanto, se concluye que la estructura factorial de la IBRS-9 es la misma entre las submuestras. Posteriormente, se contrastó el modelo M1 (Invarianza métrica), que impone restricciones a las cargas factoriales, este segundo modelo presentó índices de bondad de

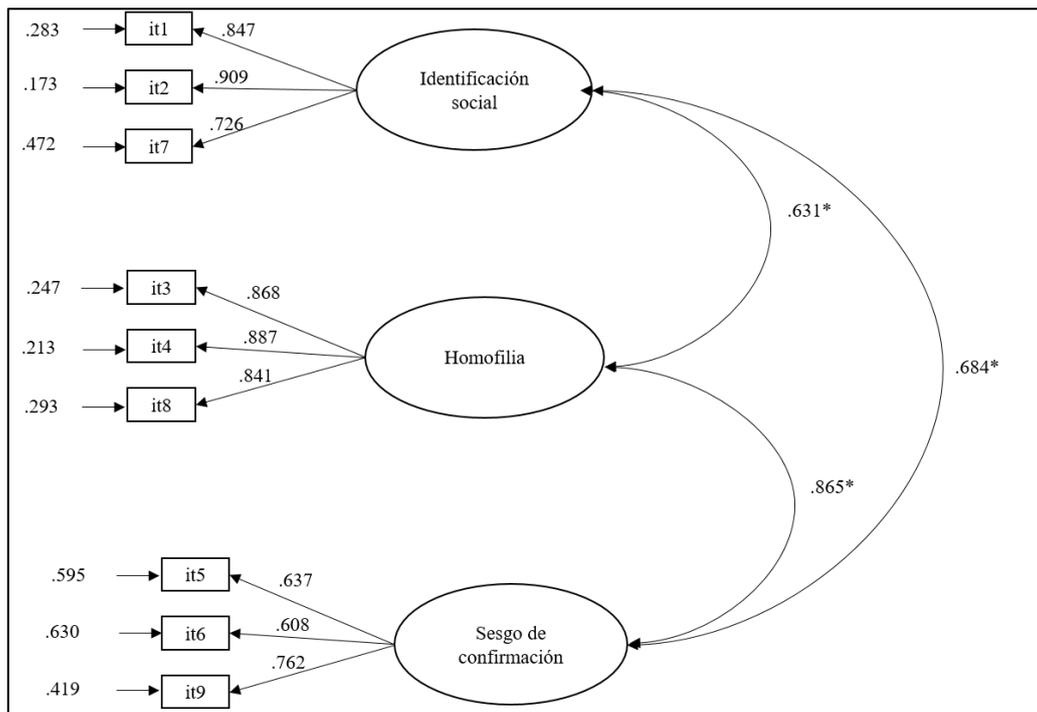


Figura 1. Modelo de tres factores correlacionados. Todos los parámetros resultaron estadísticamente significativos ( $p < .001$ ).

Tabla 2. Invarianza factorial según sexo y nivel de uso de las redes sociales

	Modelo	SB- $\chi^2$ (gl)	CFI	TLI	RMSEA	Comp.	$\Delta$ SB- $\chi^2$	$\Delta$ gl	$P$ ( $\Delta$ SB- $\chi^2$ )
Sexo	1 M0	60.624 (48)	.983	.975	.034				
	2 M1	64.480 (54)	.986	.981	.029	2 vs. 1	4.438	6	.6176
	3 M2	78.845 (60)	.975	.970	.037	3 vs. 2	15.444	6	.0171
Uso de redes sociales	1 M0	84.690 (48)	.955	.932	.058				
	2 M1	87.172 (54)	.959	.945	.052	2 vs. 1	4.136	6	.6582
	3 M2	89.598 (54)	.963	.956	.047	3 vs. 2	1.391	6	.9664

ajuste satisfactorios y valores de probabilidad que indican que no existen diferencias estadísticamente significativas entre los modelos M1 y M0, por ende, las cargas factoriales resultan equivalentes según sexo y uso de redes sociales. Finalmente, se contrastó un tercer modelo M2 (Invarianza escalar), que impone restricciones a los interceptos. Los resultados muestran que no existen diferencias entre M2 y M1, concluyéndose que los interceptos son equivalentes según sexo y uso de redes sociales.

**Evidencias de fiabilidad**

En la Tabla 3 se observan las evidencias de fiabilidad para la escala, considerando el modelo de tres factores correlacionados, los resultados indican una fiabilidad aceptable para cada factor. El factor Homofilia presentó los valores de fiabilidad más altos de la escala.

Tabla 3. Indicadores de fiabilidad IBRS-9

	$\omega$ McDonald ordinal	$\alpha$ Cronbach ordinal	Greatest lower bound (GLB)
Identificación social	.880	.875	.890
Homofilia	.904	.901	.903
Sesgo de confirmación	.750	.748	.750

**Discusión**

El estudio tuvo como objetivo adaptar y validar la IBRS-9 en una muestra de estudiantes universitarios chilenos. Los resultados obtenidos permiten apoyar la primera hipótesis que planteaba que las puntuaciones de la IBRS-9 presentarían una estructura factorial de tres dimensiones correlacionadas (Identificación Social, Homofilia y Sesgo de Confirmación), además de adecuados niveles de fiabilidad para el

contexto chileno. Estos resultados son consistentes con las aplicaciones realizadas en otros países como Finlandia, Corea del Sur, España y Estados Unidos (Kaakinen et al., 2018; Sirola et al., 2021).

El constructo de burbuja de identidad social se caracteriza por ser una propuesta emergente y atingente que se contextualiza en el progresivo incremento de la utilización de internet y redes sociales debido a los diferentes usos de este tipo de plataformas digitales (Wiederhold, 2020; Zhao et al., 2021). De este modo, las interacciones y la conformación de grupos ya no solo se producen físicamente, por lo que, la identidad social por parte de los estudiantes universitarios también se construye considerando los grupos en que participan en las redes sociales (Keipi et al., 2017). En virtud de lo anterior, los resultados de este artículo contribuyen a la actualización de la medición del constructo de identidad social que es necesaria frente a los cambios de la sociedad actual.

En cuanto a la segunda hipótesis, se puede señalar que se realizó un análisis de invarianza factorial cuyo resultado indica que la estructura factorial de la escala IBRS-9 permanece invariante hasta el nivel de invarianza escalar para la variable sexo y nivel de uso de las redes sociales. Lo anterior se considera relevante, ya que estudios muestran diferencias en cuanto al uso de las redes sociales entre hombres y mujeres considerando las actividades que realizan y la permanencia en este tipo de plataformas digitales (Boursier et al., 2020; Fernández et al., 2020; Hawes et al., 2020; Krasnova et al., 2017; Twenge & Martin, 2020). En las aplicaciones de la escala IBRS, se observa que las víctimas de cyberbullying en el trabajo se caracterizan por ser hombres jóvenes, activos en redes sociales y que se encuentran fuertemente involucrados en burbujas de identidad en línea (Oksanen et al., 2020). Por otro lado, se evidencia que la conformación de burbujas de identidad se relaciona con los juegos de azar y apuestas observándose diferencias de género a favor de los hombres (Oksanen et al., 2021; Sirola et al., 2021).

En este sentido, se requiere de mayor investigación en el área que añada evidencia a las aplicaciones de la IBRS en Estados Unidos,

Finlandia, España y Corea del Sur. Este estudio aporta evidencias desde América Latina, específicamente, Chile que cuenta con características socio-culturales diferentes a las poblaciones donde se han efectuado adaptaciones y validaciones previas de la escala. En este contexto, se confirma la estructura factorial de la escala original con tres factores correlacionados (Kaakinen et al., 2018) que reflejan formas de interacción con personas y contenidos que son propios de las redes sociales que afectan la construcción de identidad social reflejando la participación en burbujas de identidad. La primera dimensión evalúa a la identificación social con grupos en las redes sociales (Jans et al., 2015; Leach et al., 2008), la segunda dimensión evalúa la homofilia que se refiere a las interacciones con grupos integrados por personas semejantes (Halberstam & Knight, 2016; Kang & Chung, 2017; McPherson et al., 2001), mientras que la tercera dimensión evalúa el sesgo de confirmación que da cuenta de la recomendación y exposición a contenidos similares en las redes sociales (Plettenberg et al., 2020; Zollo et al., 2017).

Con respecto a los resultados de este estudio, los hallazgos deben interpretarse con cautela ya que este estudio proporciona evidencia transversal. Además, los resultados se deben interpretar teniendo presente el contexto considerando las características dinámicas y de cambios rápidos de los fenómenos en internet. Por otra parte, la selección de los participantes no pudo ser realizada mediante un muestreo probabilístico; no obstante, representó una amplia variedad de estudiantes universitarios chilenos pertenecientes a diferentes zonas geográficas del centro y sur del país. Otra limitación es que la escala es un instrumento de autoinforme restringiendo la posibilidad de medir este constructo utilizando otros indicadores u otros informantes.

Finalmente, habiendo confirmado la estructura factorial de la escala original (Kaakinen et al., 2018), las futuras líneas de investigación podrían explorar posibles asociaciones con otros constructos vinculados al ámbito escolar, en este contexto resultaría interesante ver el efecto de las dimensiones de la IBRS en la violencia escolar o conductas prosociales. Además, resulta de relevancia continuar realizando estudios

psicométricos con el fin de aportar evidencias de validez de criterio externo, estabilidad de la medida en el tiempo y analizar la invariabilidad del constructo en otros contextos sociodemográficos, con el objetivo de facilitar la comparación de los resultados entre distintos contextos culturales.

## Referencias

- Aichner, T., Grünfelder, M., Maurer, O., & Jegeni, D. (2021). Twenty-five years of social media: A review of social media applications and definitions from 1994 to 2019. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 24(4), 215-222. <https://doi.org/10.1089/cyber.2020.0134>
- Albarello, F., Crocetti, E., & Rubini, M. (2018). I and us: A longitudinal study on the interplay of personal and social identity in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 47(4), 689-702. <https://doi.org/10.1007/s10964-017-0791-4>
- Appel, G., Grewal, L., Hadi, R., & Stephen, A. T. (2020). The future of social media in marketing. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 48(1), 79-95. <https://doi.org/10.1007/s11747-019-00695-1>
- Arnett, J. J. (2000). Emerging adulthood: A theory of development from the late teens through the twenties. *American Psychologist*, 55(5), 469-480. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.5.469>
- Boursier, V., Gioia, F., & Griffiths, M. D. (2020). Objectified body consciousness, body image control in photos, and problematic social networking: The role of appearance control beliefs. *Frontiers in Psychology*, 11, 147. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00147>
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming (4th ed.)*. Routledge
- Carr, C. T., & Hayes, R. A. (2015). Social media: Defining, developing, and divining. *Atlantic Journal of Communication*, 23(1), 46-65. <https://doi.org/10.1080/15456870.2015.972282>
- Castells, M. (2014). The impact of the internet on society: A global perspective. *Change*, 19, 127-148. [http://aasa.ut.ee/augsburg/literature/CASTELLS\\_BBVA-OpenMind-book-Change-19-key-essays-on-how-internet-is-changing-our-lives-Technology-Internet-Innovation.pdf](http://aasa.ut.ee/augsburg/literature/CASTELLS_BBVA-OpenMind-book-Change-19-key-essays-on-how-internet-is-changing-our-lives-Technology-Internet-Innovation.pdf)
- Contreras, C. H., & Ottenberger, D. R. (2018). Adaptación transcultural y evaluación de las estructuras factoriales del test de adicción a internet en Chile: Desarrollo de una Versión Abreviada. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 4(49), 143-155. <https://doi.org/10.21865/RIDEP49.4.12>
- Crocetti, E. (2017). Identity formation in adolescence: The dynamic of forming and consolidating identity commitments. *Child Development Perspectives*, 11(2), 145-150. <https://doi.org/10.1111/cdep.12226>
- Crocetti, E., Prati, F., & Rubini, M. (2018). The interplay of personal and social identity. *European Psychologist*, 23(4), 300-310. <https://doi.org/10.1027/1016-9040/a000336>
- Fernández, J. C., Casal, L., Fernández, M. C., & Cebreiro, B. (2020). Actitudes y uso de internet y redes sociales en estudiantes universitarios/as de Galicia: Implicaciones personales y sociales. *Revista Prisma Social*, 28, 145-160. <https://revistaprismasocial.es/article/view/3372>
- Finney, S., & Di Stefano, C. (2006). Non normal and categorical data in structural equation models. In G. Hancock & R. Mueller (Eds.), *A second course in structural equation modeling* (pp. 269-314). Information Age.
- Gademann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 17(1), 3. <https://doi.org/10.7275/n560-j767>
- Galanaki, E., & Sideridis, G. (2019). Dimensions of emerging adulthood, criteria for adulthood, and identity development in Greek studying youth: A Person-centered approach. *Emerging Adulthood*, 7(6), 411-431. <https://doi.org/10.1177/2167696818777040>
- Geschke, D., Lorenz, J., & Holtz, P. (2019). The triple-filter bubble: Using agent-based modelling to test a meta-theoretical framework for the emergence of filter bubbles

- and echo chambers. *British Journal of Social Psychology*, 58(1), 129-149.  
<https://doi.org/10.1111/bjso.12286>
- Green, S. B., & Yang, Y. (2015). Evaluation of dimensionality in the assessment of internal consistency reliability: Coefficient Alpha and Omega coefficients. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 34(4), 14-20. <https://doi.org/10.1111/emip.12100>
- Hair, J. F., Black, W.C., Babin, B.J., & Anderson, R.E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage Learning.
- Halberstam, Y., & Knight, B. (2016). Homophily, group size, and the diffusion of political information in social networks: Evidence from Twitter. *Journal of Public Economics*, 143, 73-88.  
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2016.08.011>
- Harwood, J. (2020). Social Identity Theory. *The International Encyclopedia of Media Psychology*, 1-7.  
<https://doi.org/10.1002/9781119011071.iemp0153>
- Hawes, T., Zimmer-Gembeck, M. J., & Campbell, S. M. (2020). Unique associations of social media use and online appearance preoccupation with depression, anxiety, and appearance rejection sensitivity. *Body Image*, 33, 66-76.  
<https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2020.02.010>
- Hernández, A., Hidalgo, M. D., Hambleton, R. K., & Gomez-Benito, J. (2020). International test commission guidelines for test adaptation: A criterion checklist. *Psicothema*, 32(3), 390-398.  
<https://doi.org/10.7334/psicothema2019.306>
- Hobbs, R. (2017). Measuring the digital and media literacy competencies of children and teens. In *Cognitive development in digital contexts* (pp. 253-274). Academic Press.
- Huang, S., Orellana, P., & Capps, M. (2016). US and Chilean college students' reading practices: A cross-cultural perspective. *Reading Research Quarterly*, 51(4), 455-471.  
<https://doi.org/10.1002/rrq.144>
- Instituto Nacional de la Juventud. (2018). *Novena encuesta nacional de Juventud: Informe general de resultados*. Ministerio de Desarrollo Social y Familia. Gobierno de Chile.
- International Test Commission. (2017). *The ITC guidelines for translating and adapting tests* (2nd ed). [www.intestcom.org](http://www.intestcom.org)
- Jans, L., Leach, C. W., Garcia, R. L., & Postmes, T. (2015). The development of group influence on in-group identification: A multilevel approach. *Group Processes & Intergroup Relations*, 18(2), 190-209.  
<https://doi.org/10.1177/1368430214540757>
- Kaakinen, M., Sirola, A., Savolainen, I., & Oksanen, A. (2018). Shared identity and shared information in social media: Development and validation of the identity bubble reinforcement scale. *Media Psychology*, 23(1), 25-51.  
<https://doi.org/10.1080/15213269.2018.1544910>
- Kaakinen, M., Sirola, A., Savolainen, I., & Oksanen, A. (2020). Impulsivity, internalizing symptoms and online group behavior as determinants of online hate. *PloS One*, 15(4), e0231052.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0231052>
- Kang, J. H., & Chung, D. Y. (2017). Homophily in anonymous online community: Sociodemographic versus personality traits. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20(6), 376-381.  
<https://doi.org/10.1089/cyber.2016.0227>
- Keipi, T., Näsi, M., Oksanen, A., & Räsänen, P. (2017). *Online hate and harmful content: Cross-national perspectives*. Routledge.
- Koivula, A., Kaakinen, M., Oksanen, A., & Räsänen, P. (2019). The role of political activity in the formation of online identity bubbles. *Policy & Internet*, 11(4), 396-417.  
<https://doi.org/10.1002/poi3.211>
- Krasnova, H., Veltri, N.F., Eling, N., & Buxmann, P. (2017). Why men and women continue to use social networking sites: The role of gender differences. *The Journal of Strategic Information Systems*, 26(4), 261-284.  
<https://doi.org/10.1016/j.jsis.2017.01.004>
- Lara, L. (2020). Cyber dating abuse: Assessment, prevalence and relationship with offline violence in young Chileans. *Journal of Social and Personal Relationships*, 37(5), 1681-1699.  
<https://doi.org/10.1177/0265407520907159>

- Leach, C. W., van Zomeren, M., Zebel, S., Vliek, M. L. W., & Ouwerkerk, J. W. (2008). Group-level self-definition and self-investment: A hierarchical (multicomponent) model of in-group identification. *Journal of Personality and Social Psychology, 95*(1), 144-165. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.95.1.144>
- Leung, A. N. M., Law, W., Liang, Y. Y., Au, A. C. L., Li, C., & Ng, H. K. S. (2021). What explains the association between usage of social networking sites (SNS) and depression symptoms? The mediating roles of self-esteem and fear of missing out. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 18*(8), 3916. <https://doi.org/10.3390/ijerph18083916>
- McPherson, M., Smith-Lovin, L., & Cook, J. M. (2001). Birds of a feather: Homophily in social networks. *Annual Review of Sociology, 27*(1), 415-444. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.27.1.415>
- Merrilees, C. E., Taylor, L. K., Baird, R., Goekemorey, M. C., Shirlow, P., & Cummings, E. M. (2018). Neighborhood effects of intergroup contact on change in youth intergroup bias. *Journal of Youth Adolescence, 47*, 77-87. <https://doi.org/10.1007/s10964-017-0684-6>
- Muthén, L., & Muthén, B. (2017). *Mplus User's Guide* (8th ed.). Muthén and Muthén.
- Oksanen, A., Oksa, R., Savela, N., Kaakinen, M., & Ellonen, N. (2020). Cyberbullying victimization at work: Social media identity bubble approach. *Computers in Human Behavior, 109*, 106363. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106363>
- Oksanen, A., Savolainen, I., Savela, N., & Oksa, R. (2021). Psychological stressors predicting increased drinking during the COVID-19 crisis: A longitudinal national survey study of workers in Finland. *Alcohol and Alcoholism, 56*(3), 299-306. <https://doi.org/10.1093/alcalc/aga124>
- Pariser (2011). *The filter bubble: What the internet is hiding from you*. The Penguin Press.
- Pegg, K. J., O'Donnell, A. W., Lala, G., & Barber, B. L. (2018). The role of online social identity in the relationship between alcohol-related content on social networking sites and adolescent alcohol use. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking, 21*(1), 50-55. <https://doi.org/10.1089/cyber.2016.0665>
- Plettenberg, N., Nakayama, J., Belavadi, P., Halbach, P., Burbach, L., Valdez, A. C., & Ziefle, M. (2020). User behavior and awareness of filter bubbles in social media. In *International Conference on Human-Computer Interaction* (pp. 81-92). Springer. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-49907-5\\_6](https://doi.org/10.1007/978-3-030-49907-5_6)
- QuestionPro. (2014). *QuestionPro Online Survey Software*. Seattle, WA: QuestionPro Inc.
- Scheepers D., & Ellemers N. (2019). Social Identity Theory. In: K. Sassenberg & M. Vliek (eds), *Social psychology in action* (pp. 129-143). Springer. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-13788-5\\_9](https://doi.org/10.1007/978-3-030-13788-5_9)
- Schwarzenthal, M., Juang, L., Schachner, M. K., & van de Vijver, F. J. (2019). When birds of a different feather flock together—intercultural socialization in adolescents' friendships. *International Journal of Intercultural Relations, 72*, 61-75. <https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2019.07.001>
- Sirola, A., Kaakinen, M., Savolainen, I., Paek, H. J., Zych, I., & Oksanen, A. (2021). Online identities and social influence in social media gambling exposure: A four-country study on young people. *Telematics and Informatics, 60*, 101582. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2021.101582>
- Solano, A. C., & Perugini, M. L. L. (2019). Perfiles diferenciales de usuarios de internet, factores de personalidad, rasgos positivos, síntomas psicopatológicos y satisfacción con la vida. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 4*(53), 79-90. <https://doi.org/10.21865/RIDEP53.4.06>
- Statista (2021). Tasa de penetración de redes sociales en América Latina y Caribe por país en enero de 2021. <https://es.statista.com/estadisticas/1073796/alcance-redes-sociales-america-latina/>
- Suh, Y. (2015). The performance of maximum likelihood and weighted least square mean and variance adjusted estimators in testing differential item functioning with nonnormal trait distributions. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 22*(4),

- 568-580.  
<https://doi.org/10.1080/10705511.2014.937669>
- Tajfel, H. (1978). Social categorization, social identity and social comparisons. In H. Tajfel (Ed.), *Differentiation between social groups* (pp. 61-76). Academic Press.
- Tajfel, H., & Turner, J. (1979). Social categorization and intergroup discrimination. In M. J. Hatch & M. Schultz (Eds.), *Organizational Identity*. Oxford Management Readers.
- Trizano-Hermosilla, I., Gálvez-Nieto, J. L., Alvarado, J.M., Saiz, J. L. & Salvo-Garrido, S. (2021). Reliability estimation in multidimensional scales: Comparing the bias of six estimators in measures with a bifactor structure. *Frontiers in Psychology, 12*, 508287.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.508287>
- Twenge, J. M., & Campbell, W. K. (2019). Media use is linked to lower psychological well-being: Evidence from three datasets. *Psychiatric Quarterly, 90*, 311-331.  
<https://doi.org/10.1007/s11126-019-09630-7>
- Twenge, J. M., & Martin, G. N. (2020). Gender differences in associations between digital media use and psychological well-being: Evidence from three large datasets. *Journal of Adolescence, 79*, 91-102.  
<https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2019.12.018>
- Vandenberg, R., & Lance, C. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices and recommendations for organizational research. *Organization Research Methods, 3*, 4-70.  
<https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Vanwynsberghe, H., & Verdegem, P. (2013). Integrating social media in education. *Comparative Literature and Culture, 15*, 3.  
<https://doi.org/10.7771/1481-4374.2247>
- Viana, R. B., Neves-Silva, A. V. S., Santos, D. A. T., Vancini, R. L., Andrade, M. S., Teixeira, C. V. L. S., & de Lira, C. A. B. (2021). The usage of, and confidence in, social media as study sources among undergraduate students: A cross-sectional survey comparing it with traditional study sources. *Education and Information Technologies, 26*(2), 2233-2252.  
<https://doi.org/10.1007/s10639-020-10357-3>
- Wiederhold, B. K. (2020). Using social media to our advantage: Alleviating anxiety during a pandemic. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking 23*(4), 1-2.  
<https://doi.org/10.1089/cyber.2020.29180.bkw>
- Wood, D., Crapnell, T., Lau, L., Bennett, A., Lotstein, D., Ferris, M., & Kuo, A. (2017). Emerging adulthood as a critical stage in the life course. In N. Halfon (Eds.) et al., *Handbook of Life Course Health Development*. (pp. 123-143). Springer.
- Zhao, N., & Zhou, G. (2021). COVID-19 stress and addictive social media use (SMU): Mediating role of active use and social media flow. *Frontiers in Psychiatry, 12*, 85.  
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.635546>
- Zollo, F., Bessi, A., Del Vicario, M., Scala, A., Caldarelli, G., Shekhtman, L., Havlin, S., & Quattrocioni, W. (2017). Debunking in a world of tribes. *PLoS One, 12*(7), e0181821.  
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0181821>
- Zych, I., Kaakinen, M., Savolainen, I., Sirola, A., Paek, H. J., & Oksanen, A. (2021). The role of impulsivity, social relations online and offline and compulsive Internet use in cyberaggression: A four-country study. *New Media & Society, 14614448211009459*.  
<https://doi.org/10.1177/14614448211009459>

## Apéndice

### Escala de Refuerzo de Burbuja de Identidad (IBRS-9), adaptación chilena

---

It1. En las redes sociales, pertenezco a una comunidad/es o grupo/s que son parte importante de mi identidad.

It2. En las redes sociales, pertenezco a una comunidad/es o grupo/s de las cuales me siento orgulloso/a.

It3. En las redes sociales, prefiero interactuar con personas parecidas a mí.

It4. En las redes sociales, prefiero interactuar con personas que comparten intereses similares a los míos.

It5. En las redes sociales, confío en la información que comparten conmigo.

It6. En las redes sociales, siento que la gente piensa como yo.

It7. En las redes sociales, pertenezco a una comunidad/es o grupo/s con los que me puedo comprometer.

It8. En las redes sociales, prefiero interactuar con personas que comparten mis valores.

It9. En las redes sociales, me puedo mantener informado/a.

---

1=Totalmente en desacuerdo; 2=En desacuerdo; 3=Indiferente; 4=De acuerdo; 5=Totalmente de acuerdo.