

¿REALMENTE ES DEMASIADO CORTO? VERSIÓN BREVE DEL CUESTIONARIO DE ADICCIÓN A REDES SOCIALES (ARS-6)

IS IT REALLY TOO SHORT? BRIEF VERSION OF THE SOCIAL NETWORK ADDICTION QUESTIONNAIRE (ARS-6)

Edwin Salas-Blas¹, Anthony Copez-Lonzoy^{1,2,3} y Cesar Merino-Soto¹

¹Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

²Asociación Peruana de Profesionales de las Adicciones, Lima, Perú

³Instituto Peruano de Orientación psicológica, Lima, Perú

Abstract

Social networks have a positive impact on everyday life, however, excessive and uncontrolled use can generate addictive pathological patterns. *Objective.* Propose a short version of the Social Network Addiction questionnaire (ARS-6). *Method:* 839 Peruvian adolescents and young people participate ($M = 16.17$; $SD = 3.10$), 58.8% women. A conceptual analysis of items based on the component model was implemented, different confirmatory factor analysis (AFC) models were identified to analyze the internal structure of the scale and measurement invariance analysis (AFC-MG). *Results.* The AFC models identified an overlap between the dimensions (correlations $> .86$) that was contrasted with a bifactor model, in addition, a non-parametric model of item response theory (Mokken) was implemented for scaling the short version. The invariance of measurement for the group according to gender was identified at all levels. *Conclusion.* The short version presents adequate evidence of the validity of its internal structure and reliability of the scores for its use.

Keywords: Social network addiction, short scale, Mokken scaling, measurement invariance, Item response theory.

Resumen

Las redes sociales impactan positivamente en la cotidianidad, sin embargo, el uso excesivo y descontrolado pueden generar patrones patológicos adictivos. *Objetivo.* Proponer una versión breve del cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS-6). *Método.* Participan 839 adolescentes y jóvenes peruanos ($M = 16.17$; $DE = 3.10$). Se implementó un análisis conceptual de ítems basados en el modelo de componentes, se identificaron diferentes modelos de análisis factorial confirmatorio (AFC) para analizar la estructura interna de la escala y de análisis de invarianza de medida (AFC-MG). *Resultados.* Los modelos AFC identificaron un solapamiento entre las dimensiones (correlaciones $> .86$) que fue contrastado con un modelo bifactor, además, se implementó un modelo no paramétrico de teoría de respuesta al ítem (Mokken) para el escalamiento de la versión breve. La invariancia de medida para el grupo según género fue identificada en todos sus niveles. *Conclusiones.* La versión breve presenta adecuada evidencia de validez de su estructura interna y fiabilidad de las puntuaciones para su uso.

Palabras clave: Adicción a redes sociales, escala breve, escalamiento Mokken, invariancia de medición, Teoría de respuesta al ítem.

Correspondencia: Anthony Copez-Lonzoy
anthonycopez22@gmail.com

*Los autores Salas-Blas y Copez-Lonzoy solicitan el reconocimiento de la doble primera autoría.

El desarrollo de las tecnologías de la información y la comunicación (TIC) han generado impacto en gran parte de la actividad humana, tanto en la conducta individual como en lo que corresponde al de las organizaciones. Si bien es innegable los aspectos positivos que generan el uso de éstas tecnologías; paralelamente, el mal uso, o el uso excesivo de aparatos como el Smartphone (muy común entre los habitantes de las grandes urbes), de Internet que cada vez tiene mayor facilidad de acceso entre éstas poblaciones y particularmente, de las redes sociales virtuales (RSV), traen también consecuencias nocivas, de riesgo y patológicas para quienes lo usan de un modo inadecuado.

La mayor parte de estudiosos del tema consideran que fue Goldberg quien propuso la existencia de la adicción a Internet (AI) y también, que el primer instrumento (*Internet Addiction Test*) fue elaborado por Young (1998). A partir de estos hechos, se ha producido mucha investigación sobre AI y RSV, algunas publicaciones dan cuenta del interés que ha generado entre los investigadores y especialistas en los últimos años (Carbonell, Fúster, Chamarro & Oberst, 2012; Echeburúa, 2016; Echeburúa & Requesens, 2012; Kuss & Griffiths, 2011; Rojas-Jara, Henríquez et al., 2018; Rojas-Jara, Ramos-Vera, Pardo-González & Henríquez-Caroca, 2018; Van Rooij & Prause, 2014; entre otros). Pero, acerca de la AI existen numerosas controversias, una primera dice que el concepto AI se origina a partir de una broma hecha por Goldberg (Carbonell, 2014; Matute, 2016; Salas-Blas, 2014), parodia que, sin embargo, ha dado lugar a mucha investigación en el mundo.

Otra controversia surge al caracterizar AI como una entidad psicopatológica; algunos autores consideran que es una adicción o dependencia (Andreassen, Torsheim, Brunberg & Pallesen, 2012; Chóliz, 2016b; Chóliz & Marco, 2011, 2012; Echeburúa & Requesens, 2012; Gil, Del Valle, Oberst & Chamarro, 2015; Kuss, Griffiths & Pontes, 2017); ellos sostienen que éste fenómeno tiene características similares a las adicciones a sustancias y sobre esa base y usando los criterios del diagnóstico de adicción a sustancias se han construido o validado instrumentos que miden la adicción o dependencia a fenómenos como Internet, redes sociales, el móvil, los videojuegos, el trabajo y otros (Andreassen, Griffiths, Hetland & Pallesen, 2012; Andreassen, Torsheim et al., 2012; Basteiro, Robles-Fernández, Juarros-Basterretxea &

Pedrosa, 2013; Beranuy, Chamarro, Graner & Carbonell, 2009; Cabero et al., 2020; Chang & Law, 2008; Chóliz, 2010; Conti et al., 2012; Escurra & Salas, 2014; Gamero et al., 2016; Hawi, 2013; Kilic, Avci & Uzuncakmak, 2016; Lam-Figueroa et al., 2011; Luque, Aramburú & Gómez, 2015; Marín-Díaz, Sampedro & Vega, 2017; Peris, Maganto & Garaigordobil, 2018; Sahin, 2018; Valencia-Ortiz & Cabero-Almenara, 2019; Vallejos-Flores, Copez-Lonzoy & Capa-Luque, 2018; Van den Eijnden, Lemmens & Valkenburg, 2016; Vilca & Vallejos, 2015; Yu & Shek, 2013; entre otros) o del uso patológico o uso compulsivo de Internet (Guertler et al., 2014).

Otros investigadores niegan la existencia de AI, entre ellos existe una gran variedad de argumentos y de conceptos que se plantean como alternativos. Un primer concepto que se puede encontrar es el *uso excesivo*, que algunos lo consideran como equivalente al de AI, sin embargo como señalan Matute (2016) y Turel & Serenko (2012) esto no cierto, puesto que muchos pueden utilizarlo intensamente en actividades de estudios y del trabajo, sin desarrollar evidencias de adicción; además es necesario considerar que las redes sociales (RS), los juegos, y otras actividades que se puede encontrar en internet, tienen efectos reforzantes que los usuarios reciben cuando navegan, que podrían hacer que la actividad se prolongue, reforzadores que luego podrían interiorizarse como reforzadores intrínsecos, una especie de "disfrute percibido" como señalan Turel & Serenko (2012) que a la postre sostienen el comportamiento de uso de estas aplicaciones; y, que pueden generar hábitos de uso, que en algunos casos podrían considerarse dañinos. Carbonell & Oberst, 2015; Matute, 2016; Starcevic, 2015; Turel & Serenko, 2012; Valencia-Ortiz & Cabero-Almenara, 2019; consideran el exceso de uso de Internet como un concepto relacionado fundamentalmente con la magnitud de la conducta (tiempo) y frecuencia; al respecto Matute (2016) sostiene que esto no es adicción, como tampoco lo es el *abuso* de internet, que podría estar relacionado también con el uso intensivo por estudios o trabajo. Matute (2016) y Becoña (2016) proponen *el uso problemático* como un concepto que define más adecuadamente el problema, alejándolo del concepto de adicción, pero considerando algunos elementos problemáticos que se relacionan con los riesgos que genera su uso y con algunas características que no son normales en la conducta individual como el aislamiento de la familia y los amigos, o el aplazamiento de alguna necesidad como la alimentación y el sueño, la

falta de control de la impulsividad, etc. que es denominado *uso patológico* de internet (Turel & Serenko, 2012) y hay quienes proponen otra denominación como *uso compulsivo* (Guertler et.al., 2014). En lo que todos están de acuerdo es que los manuales de diagnóstico más utilizados como el de Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas Relacionados con la Salud, de la Organización Mundial de la Salud (CIE, OMS, 1994, 2018) y el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (DSM, 1994, 2014) de la American Psychiatric Association (APA), no consideran la existencia de este tipo de adicciones, salvo el caso específico del juego patológico y una apreciación genérica de las adicciones sin sustancias (Carbonell, 2014, Carbonell & Oberst, 2015; Caro, 2017; Cía, 2013; Matute, 2016; Starcevic, 2015; Valencia-Ortiz & Cabero-Almenara, 2019).

Con esta base teórica un grupo de autores propone instrumentos relacionados con el uso excesivo, uso problemático de Internet y de redes sociales y del móvil; riesgo de adicción, nomofobia, *fear of missing out* (Beranuy et al., 2009; Carbonell & Oberst, 2015; Gil, del-Valle, Oberst & Chamarro, 2015; Kuss, Griffiths & Pontes, 2017; Laconi et al., 2019; Meerkerk, Van Den Eijnden, Vermulst & Garretsen, 2009; Peris, Maganto & Garaigordobil, 2018; Puerta-Cortés & Carbonell, 2013; Przybylski, Murayama, DeHaan & Gladwell, 2013; Rial, Gómez, Isorna, Araujo & Varela, 2015; Robinson & Post, 1994; Vilca & Vallejos, 2015), que como ya se trató no son necesariamente equivalentes a la adicción.

Por último, es importante mencionar que el desarrollo de estos conceptos y de las medidas propuestas podría originarse también en el hecho de considerar al Internet como una puerta de entrada a numerosas actividades que se realizan a través de ella, de modo tal, que no existe la adicción a internet, pero podría aceptarse -con algunas restricciones- la dependencia a algunas actividades que se desarrollan a través de ella, entre ellas a las redes sociales.

En este trabajo se habla de la adicción a redes sociales, desarrollada a través del uso de Internet, concepto que siendo discutible, aparece claro en la medida que no se hace referencia sólo a situaciones comportamentales (como el caso de uso excesivo y de abuso), sino a un conjunto de actividades que tienen que ver con aspectos de personalidad desajustada como una

impulsividad descontrolada, ideas obsesivas, compulsividad, ansiedad, etc. y de actividades que entran en choque con la vida diaria, los estudios, el trabajo; las interacciones con la familia y los amigos, etc., que son aspectos clínicamente relevantes (Echeburúa, 2016; Chóliz, 2016b; Chóliz & Marco, 2012) y tomados en cuenta a partir de los criterios de diagnóstico de la adicción a sustancias del CIE y del DSM, aun cuando se ha de reconocer que estas nuevas adicciones, aún no reconocidas por estos manuales, no tienen la misma gravedad ni las consecuencias que las adicciones a sustancias tienen. Estos fenómenos adictivos o no, son relativamente fáciles de observar en la vida cotidiana, especialmente en las grandes ciudades donde la conectividad se ha extendido rápidamente y cuyo impacto se convierte en un problema de salud que abarca a personas de todas las edades (Chóliz, 2016b; Echeburúa & Corral, 2010; Salas-Blas, 2014), motivo por el cual actualmente se trabajan programas de prevención Chóliz (2016^a).

En Latinoamérica se elaboró el Cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS, Ecurra & Salas, 2014), usando criterios de diagnóstico de las adicciones a sustancias del DSM IV (APA, 1994), y con la premisa de que sus características se corresponden a las adicciones comportamentales (Griffiths, 2005; Van Rooij & Prause, 2014). El propósito de este instrumento es describir y potencialmente diagnosticar el comportamiento adictivo, tanto a nivel individual como de grupos. Los autores sustituyeron en el concepto de adicción a sustancias por adicción a redes sociales (ARS). La evidencia de su validez de contenido fue obtenida mediante el criterio de expertos (psicólogos que trabajan con adictos en hospitales de salud mental), que evaluaron los contenidos de 56 ítems inicialmente propuestos; quedaron 31 ítems que fueron administrados a una muestra piloto, y, luego a una muestra mayor para modelar su dimensionalidad latente mediante el análisis factorial y la teoría de respuesta al ítem. El análisis teórico de estos resultados determinó una estructura de tres dimensiones en 24 ítems: a) *obsesión por las RS*, que describen el compromiso mental en el que el individuo se encuentra voluntaria o involuntariamente con las RS (piensan y fantasean con ellas, se sienten ansiosos y preocupados por la falta de acceso a ellas); b) *falta de control personal en el uso de las RS*, que se refieren a la preocupación de los individuos por su carencia de control emocional que le genera la falta de conexión o las

interrupciones en el uso de las redes sociales, asimismo se agrupa aquí el descuido de las tareas y los estudios; y c) *uso excesivo de las RS*, referido a las dificultades que tienen los individuos para controlar su dedicación o uso excesivo de las RS, la cantidad de tiempo, la incapacidad para poner término a la conexión y la incapacidad para disminuir su uso.

Van Rooij & Prause (2014) postulan que existen tres modelos para medir la adicción a Internet: el primero, denominado *Modelo de los componentes* de Griffiths (2005), que es el que se utiliza en este estudio para validar el cuestionario ARS-6; el segundo modelo parte del trabajo de Young (IAT, 1998), que está ligado a los indicadores del DSM IV para adicción a sustancias; y, el tercero, propuesto por Tao et al., (2010) que parte del estudio de las características clínicas de pacientes chinos diagnosticados y tratados como adictos a internet.

El modelo de los componentes (Griffiths, 2005) propone que el constructo tiene una estructura de seis factores fundamentales: 1) *saliencia o prominencia*, que se refiere a que la conducta adictiva se convierte en lo más importante para la persona, domina sus pensamientos, sus deseos y su propio comportamiento, se convierte en la actividad dominante; 2) *modificación del humor o afectos alterados*, que tiene que ver con la experiencia subjetiva que las personas afectadas por las adicciones reportan, suelen referirse a excitaciones, a una especie de zumbido, sensaciones de escape o huida placentera, alivio del estrés, etc.; 3) *tolerancia*, referida al incremento de la necesidad de realizar la actividad adictiva, que a su vez determina un incremento de horas dedicadas a la actividad, de cantidad de dinero en compras, o en apuestas, etc.; 4) *síndrome de abstinencia*, que tiene que ver con estados desagradables que la persona siente cuando le falta la droga o la actividad a la que es adicto, ansiedad, mal humor, náuseas, dolores de cabeza, etc.; 5) *conflictos*, que se relaciona con las discrepancias interpersonales que tiene el adicto por dedicarse a la actividad adictiva en desmedro de la pareja, de la familia, de los amigos, del trabajo o de los estudios; y también a los conflictos intrapersonales, cuando prioriza el placer o la evitación de las sensaciones desagradables del corto plazo, en desmedro del largo plazo saludable; y, 6) *recaída*, asociada a las reversiones repetidas que la persona experimenta luego de períodos de abstinencia y de haber logrado controlar su

dependencia (Caro, 2017; Griffiths, 2005; Van Rooij & Prause, 2014).

En un estudio que se trabajaba el ARS con adolescentes, se evidenció una tendencia unidimensional que permitió encontrar tres aspectos claves en el trabajo psicométrico desarrollado por Escurra & Salas (2014); primero, alta correlación entre los ítems y factores, que sugiere unidimensionalidad latente en los resultados, donde la varianza de un factor general es suficientemente fuerte y confiable frente a factores específicos (Reise, 2012; Rodríguez, Reise & Haviland, 2016); segundo, como consecuencia de lo anterior, la falta separabilidad empírica de los componentes del constructo parece también sugerir una parsimoniosa conceptualización del constructo; y, tercero, el encuentro con evidencias de otros investigadores independientes que también demostraron la unidimensionalidad de la escala ARS (Nunes, Neves, Cándido, Guimaraes & Araujo, 2018)

La identificación de la unidimensionalidad del constructo fue una condición necesaria para avanzar en la delimitación teórica del constructo medido, por lo que se planteó una revisión conceptual y empírica previa. En este sentido, uno de los avances que el presente estudio se propuso fue desarrollar una versión abreviada que resulta necesario en la investigación actual, más cuando se considera investigar un problema social o de salud, en los que se requiere aplicar instrumentos a grandes cantidades de participantes con relativa rapidez (Emos, Sijtsma & Meijer, 2007), pero contando con la necesaria y confiabilidad y validez de la medida.

Una medida breve es útil en estudios que abordan varios factores al mismo tiempo, y, facilitan hacer un análisis estadístico más completo y complejo, como ocurre en la investigación epidemiológica. Vista la adicción a las RS como un problema social y de salud, requiere de instrumentos breves para estudiarlo en relación con variables de contexto y de la personalidad. Finalmente, las versiones breves colaboran con minimizar el cansancio ante estímulos presentados por tiempos prolongados. Este estudio, tiene también valor teórico en la medida en que a partir de un cuestionario desarrollado inicialmente con el modelo del DSM IV (Escurra & Salas, 2014) se valida una versión breve de seis ítems que responda teóricamente al modelo de los componentes (Griffiths, 1999, 2005).

Por lo tanto, el propósito del estudio es realizar una nueva evaluación instrumental (Ato, López & Benavente, 2013) de la estructura interna del Cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS, Ecurra & Salas, 2014), y, proponer una versión breve de seis ítems (ARS-6).

MÉTODO

Participantes

Participaron 859 peruanos, estudiantes de nivel secundario y universitario, el 58.8% mujeres, con una media de edad de 16.17 ($DE = 3.10$), que indicaron que usan al menos una red social (Facebook, WhatsApp, Instagram, u otras). Quienes respondieron que no usaban redes sociales, fueron excluidos. Se utilizó el muestreo por conveniencia (Otzen & Manterola, 2017).

Instrumentos

El Cuestionario ARS (Ecurra & Salas, 2014), de 24 ítems con escalamiento tipo *Likert*, cinco opciones de respuesta y tres factores. Su estructura original revela tres factores: a) *Obsesión por las redes sociales*, con 10 ítems que explican el 46.59% de varianza total; b) *falta de control personal en el uso de las redes sociales*, con seis ítems que explican el 6.25% de la varianza total; y, el tercer factor c) *uso excesivo de las redes sociales* que explicó el 4.65% de la varianza, conformado por ocho ítems. Respecto a las propiedades psicométricas, los autores usaron el análisis factorial exploratorio y confirmatorio, además del análisis psicométrico del modelo de Samejima; la confiabilidad para los factores fue elevada. El formato del cuestionario sólo lleva como título *cuestionario sobre el uso de redes sociales (ARS)*, se buscó así evitar sesgos debido a la deseabilidad dada la presencia del concepto adicción.

Procedimiento

Los 24 ítems del Cuestionario ARS (Ecurra & Salas, 2014) se sometieron a criterio de cinco jueces (psicólogos clínicos e investigadores, que trabajan en el campo de las adicciones) para identificar a cuál de los componentes del modelo de Griffiths (2005) podían encajar y/o pertenecer cada uno; identificados los ítems en los seis componentes, se les pidió luego que señalaran dos ítems por cada componente a los que consideraban los más pertinentes e importantes teóricamente, y, de cada par a

uno como el más relevante. Los 12 ítems fueron sometidos a análisis estadístico y de acuerdo a las evidencias empíricas de cada par, se seleccionaron seis ítems (uno por cada indicador) que capturaban robustamente el constructo y que componen finalmente el Cuestionario Breve de Adicción a Redes Sociales (ARS-6), lo que puede visualizarse en la Tabla 1.

Tabla 1. Distribución de los ítems del Cuestionario ARS en los componentes del modelo de componentes (Griffiths, 2005)

Nº	Contenido	Dimensiones (Ecurra & Salas)	Modelo de componentes	Versión breve
1	Siento gran necesidad de permanecer conectado(a) a las redes sociales.	3	S	†
2	Necesito cada vez más tiempo para atender mis asuntos relacionados con las redes sociales.	1	T	
3	El tiempo que antes destinaba para estar conectado(a) a las redes sociales ya no me satisface, necesito más.	1	T	†x
4	Apenas despierto ya estoy conectándome a las redes sociales.	2	S	
5	No sé qué hacer cuando quedo desconectado(a) de las redes sociales.	1	SA	
6	Me pongo de malhumor si no puedo conectarme a las redes sociales.	1	M	†x
7	Me siento ansioso(a) cuando no puedo conectarme a las redes sociales.	1	SA	†x
8	Entrar y usar las redes sociales me produce alivio, me relaja.	3	SA	†
9	Cuando entro a las redes sociales pierdo el sentido del tiempo	3	S	
10	Generalmente permanezco más tiempo en las redes sociales, del que inicialmente había destinado.	3	T	
11	Pienso en lo que puede estar pasando en las redes sociales.	2	S	†x
12	Pienso en que debo controlar mi actividad de conectarme a las redes sociales.	2	R	†
13	Puedo desconectarme de las redes sociales por varios días.	1	T	
14	Me propongo sin éxito, controlar mis hábitos de	2	R	†x

	uso prolongado e intenso de las redes sociales.			
	Aun cuando desarrollo otras actividades, no dejo de pensar en lo que sucede en las redes sociales			
15		1	C	ix
16	Invierto mucho tiempo del día conectándome y desconectándome de las redes sociales.	3	T	
17	Permanezco mucho tiempo conectado(a) a las redes sociales.	3	T	
18	Estoy atento(a) a las alertas que me envían desde las redes sociales a mi teléfono o a la computadora.	3	S	
19	Descuido a mis amigos o familiares por estar conectado(a) a las redes sociales.	1	C	
20	Descuido las tareas y los estudios por estar conectado(a) a las redes sociales.	2	C	
21	Aun cuando estoy en clase, me conecto con disimulo a las redes sociales.	3	C	
22	Mi pareja, o amigos, o familiares; me han llamado la atención por mi dedicación y el tiempo que destino a las cosas de las redes sociales.	1	C	†
23	Cuando estoy en clase sin conectar con las redes sociales, me siento aburrido(a).	1	M	†
24	Creo que es un problema la intensidad y la frecuencia con la que entro y uso la red social.	2	T	†

Nota: S = saliencia; T = Tolerancia; C = Conflictos; M = cambios de humor; R = Recaidas; SA = retirada/abstinencia; x = ARS 6; † = ARS12

El presente estudio fue aprobado por el Instituto de Investigación (IDI) de la Escuela Profesional de Psicología de la Universidad de San Martín de Porres (USMP). Se solicitó el permiso correspondiente a las autoridades de los centros educativos en los cuales se recogió la información a nivel de la educación secundaria y en todos los casos (adolescentes y jóvenes) su participación fue voluntaria. A los directivos y maestros de los colegios seleccionados y a los jóvenes que participaron voluntariamente se les expuso los alcances y objetivos del estudio.

La administración del cuestionario fue realizada por evaluadores entrenados y por los propios investigadores, se desarrolló en ambientes adecuados, en el caso de los estudiantes secundarios en las aulas, durante el horario regular de clases. Solo se tomaron en cuenta las encuestas que fueran completamente desarrolladas en la totalidad de los ítems (las encuestas que no habían sido completadas, fueron depuradas). Conformando una muestra final de 839 estudiantes.

Análisis de datos

En primer lugar, se evaluó la estructura interna original del ARS, tomando un enfoque de análisis factorial confirmatorio (AFC); debido al escalamiento ordinal de los datos, para aplicar privado fueron empleadas matrices policóricas con el método de máxima verosimilitud (Holgado-Tello, Chacón-Moscoso, Barbero-García & Vila-Abad, 2010; Lee, Poon y Bentler, 1998). Para el análisis del modelo de medida fueron utilizados puntos de corte de los índices de bondad de ajuste (Hu y Bentler, 1998) χ^2 corregido por Satorra y Bentler (SB- χ^2) como índice global, para la medida incrementada del modelo fue utilizado el índice de ajuste comparativo(CFI) con valores buenos $>.90$ y óptimos $>.95$, para la medida de la parsimonia se utilizó la raíz del error cuadrático media de aproximación $\leq.08$ (RMSEA), adicionalmente la raíz promedio de los residuos estandarizados $\leq.08$ (SRMR).

Para la estimación de la validez convergente de los ítems se utilizó la varianza promedio extraída (AVE), usando el punto de corte $>.50$ (Fornell & Larcker, 1981) y la \sqrt{AVE} para la identificación de un posible solapamiento de los factores latentes. Luego, fueron evaluados tres modelos de medida, el modelo original (M1), el modelo bifactor (M2) y modelo unidimensional (M3). Para el modelo bifactor se tomaron en cuenta cuatro indicadores de valoración del factor general: el omega jerárquico (ω_h), que hace referencia a la varianza total que puede ser atribuida al factor general; el coeficiente H jerárquico (H_h) que proporciona información sobre la fiabilidad del constructo después de controlar el efecto del factor general sobre los ítems (ambos coeficientes anteriores se interpretan similarmente). También se evaluó la varianza común explicada (ECV), que se interpreta como el monto de varianza común de todos los ítems debido al factor general. Un ECV mayor que $.60$ es indicador de que hay poca varianza común entre factores, más allá de la que proviene del factor general (Reise, Scheines, Widaman &

Haviland, 2013); y el porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC; Reise et al., 2013) que brinda información sobre el porcentaje de correlaciones no contaminadas por la multidimensionalidad (Rodríguez et al., 2016). A nivel de ítem se implementó el I-ECV (Stucky, Thissen & Edelen, 2013) cuya interpretación es similar al ECV indicando el porcentaje de la varianza verdadera de cada ítem explicado por el factor general.

Se plantearon dos caminos para los análisis de datos, el primero que fue evaluar la dimensionalidad original del ARS y el segundo que parte de una reorganización de ítems realizada por un panel de expertos, para la generación de una nueva versión del ARS. La escalabilidad de los ítems fue analizada por un enfoque no paramétrico de teoría de respuesta al ítem (Mokken, 1971; Mokken, Lewis & Sijtsma, 1986; Van Der Ark, 2007) debido a que sus resultados son un requisito previo a otros enfoques con parámetros más estrictos (Dima, 2018), por ellos diversos investigadores se basan en tres propiedades convergentes de este modelo no paramétrico como la escalabilidad de los ítems, independencia local de los indicadores y la función incremental del ítem y el atributo latente (monotonicidad). Para la selección de los ítems, se aplicaron los siguientes criterios: (1) la estimación puntual del coeficiente H debe ser mayor que .40 para la escala total; (2) el límite inferior del IC en 90%, debe ser mayor que .35 y ningún coeficiente del indicador puntual o su límite inferior, debe ser inferior a .30. Este procedimiento analítico se realizó utilizando el programa Mokken (van der Ark, 2012; R Core Team, 2018) para discriminar los ítems más representativos en la reducción de la escala.

Además, se propuso analizar la equivalencia de medición entre los grupos según género, aplicando un análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFC-MG); en primer lugar, no se aplicaron restricciones para ambas muestras (invarianza configural), de manera consecutiva se aplicó restricciones en las cargas factoriales (invarianza métrica), para el siguiente paso se dispuso a restringir de manera sucesiva los interceptos (invarianza fuerte) y finalmente fueron restringidos las varianzas de los errores (invarianza estricta); donde se utilizó como criterio la diferencia de $CFI \leq .01$ como máximo cambio entre modelos anidados (Cheung y Rensvold, 2002). Los análisis fueron realizados con el programa R Studio 3.5.1 y los paquetes *semTools* (Jorgensen et al., 2018), *lavaan*

(Roseel, 2018), *mokken* (Van der Ark, 2007) y *psych* (Revelle, 2019).

RESULTADOS

Análisis descriptivos

A nivel descriptivo los ítems presentan normalidad univariada respecto a los estadísticos distribucionales de asimetría ($g_1 + -2$) y curtosis ($g_2 < 5$), el índice estandarizado de asimetría (SSI) se encuentra dentro de los valores esperados para la atenuación de un sesgo en la distribución del ítem (.040; -.007), no se evidenció una influencia significativa en el efecto piso (< 30.1) y techo (< 27.1). Además, coeficiente Jarque-Bera (JB) contraste una distribución aceptable en la normalidad de los datos $JB = 116.96$ ($\chi^2 > JB$).

Dimensionalidad

ARS Versión completa

Para analizar la estructura latente del ARS se dispuso replicar el modelo multidimensional de tres factores con resultados aceptables en sus índices de bondad de ajuste $CFI = .98$; $TLI = .978$; $RMSEA = .072$ IC 90% [.067-.077]; $SRMR = .064$; sin embargo, se evidenció un amplio solapamiento de los factores con correlaciones que superan el .85 en todos los factores, F1 y F2 ($\phi = .979$), F1 y F3 ($\phi = .863$) así como F2 y F3 ($\phi = .937$). Este solapamiento fue mayor que la variabilidad capturada por los factores para la adecuada representación del constructo que no fue cumplida ($AVE_1 = .576 < \sqrt{AVE_1} = .759$; $AVE_2 = .385 < \sqrt{AVE_2} = .620$; $AVE_3 = .533 < \sqrt{AVE_3} = .730$), generando una superposición en su estructura que no diferenciaría los factores evaluados.

Para generar una segunda evidencia de unidimensionalidad se realizó un modelo bifactor. Este evidenció un mejor ajuste; además, el factor general tuvo mayor ω_h que los factores específicos. Los otros índices adicionales como $ECV = .83$, $PUC = .70$, y coeficientes H_h (Raykov y Hancock, 2005) fueron mayores a .70 (Rodríguez et al., 2016), los índices de ajuste adecuados: $SB-\chi^2_{(228)} = 1078.771$; $CFI = .925$, $TLI = .909$, $RMSEA$ (IC 90%) = .066 (.062, .069); $SRMR = .043$ (Tabla 2).

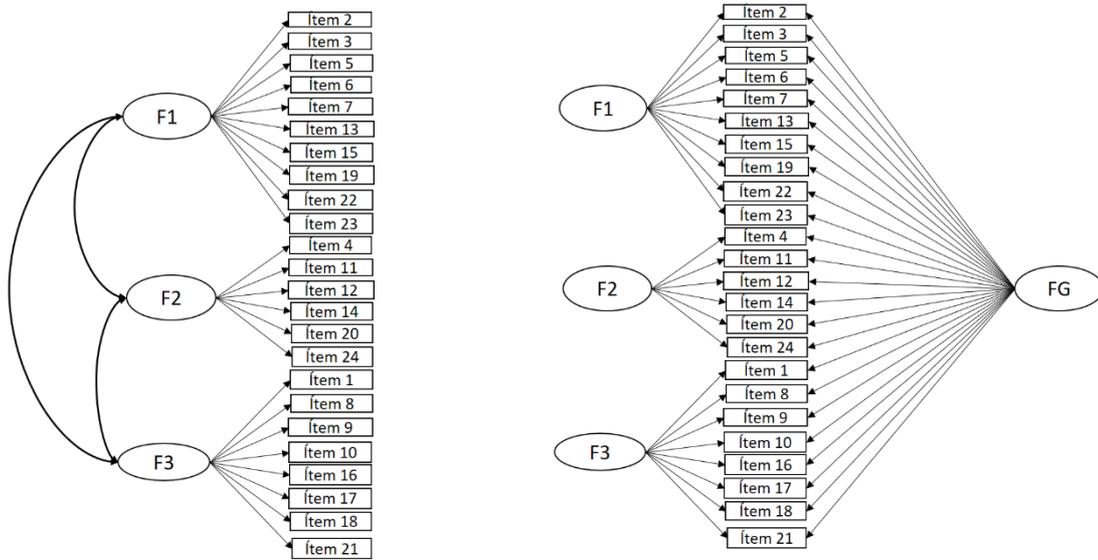


Figura 1. Modelo basado en la estructura original multidimensional y modelo bifactor del ARS

Tabla 2. Evaluación de los modelos de media bifactor y unidimensional para la versión ARS 24

Item	F1	F2	F3	FG	FE	IECV	MU
ARS1			.487	.348	.512	.316	.399
ARS2	.654			.625	.202	.905	.663
ARS3	.817			.778	.300	.871	.806
ARS4		.745		.774	-.041	.997	.745
ARS5	.853			.823	.249	.916	.843
ARS6	.872			.837	.291	.892	.856
ARS7	.865			.830	.268	.906	.857
ARS8			.712	.651	.285	.839	.681
ARS9			.654	.560	.349	.720	.586
ARS10			.785	.696	.371	.779	.720
ARS11		.756		.743	.197	.934	.757
ARS12		.364		.349	.497	.330	.366
ARS13	-.394			.260	.117	.234	-.400
ARS14		.509		.513	.343	.691	.515
ARS15	.868			.849	.171	.961	.854
ARS16			.856	.794	.394	.802	.809
ARS17			.792	.667	.675	.494	.698
ARS18			.682	.576	.559	.515	.603
ARS19	.864			.867	.067	.994	.854
ARS20		.802		.830	-.066	.994	.808
ARS21			.732	.810	-.112	.981	.784
ARS22	.764			.799	-.127	.975	.775
ARS23	.83			.837	.061	.995	.828
ARS24		.680		.683	.310	.829	.684

Nota: FG = factor general; FE = factor específico; MU = modelo unidimensional

Proceso de selección de los ítems: versiones breves de la ARS

Sobre la base del amplio solapamiento y la complejidad en la identificación de los indicadores, se tomó en cuenta el criterio empírico que tiene su base en las seis dimensiones de la adicción a las redes sociales (saliencia, modificación del humor, tolerancia, abstinencia, conflicto y recaída; Griffith, 2005) como un elemento robusto para la verificación de la escala. Al grupo de seis pares de ítems (un par por cada indicador elegidos por los expertos) se aplicó el escalamiento Mokken, y a partir de los resultados se excluyeron seis ítems que no cumplieron con el criterio mínimo ($H > .30$), y se consideraron como parte de la escala breve ARS-6 los ítems 3, 6, 7, 11, 14 y 15. Una vez removidos los ítems que no cumplían con el criterio $H > .30$, el puntaje de ARS-6 se incrementó sustancialmente para el valor total de la escala (Tabla 3).

Tabla 3. Escalamiento Mokken para el desarrollo del modelo de 6 componentes

ítem	Dimensión	<i>M</i>	<i>H_i</i>	<i>ES</i>
ARS1	saliencia	2.837	.308	.024
ARS11		3.017	.574	.016
ARS6	cambio de humor	2.981	.615	.014
ARS23		2.994	.581	.015
ARS3	tolerancia	3.029	.584	.015
ARS24		3.091	.531	.020
ARS7	síndrome de abstinencia	2.973	.624	.013
ARS8		2.925	.509	.019
ARS15	conflicto	2.944	.622	.014
ARS22		2.972	.562	.017
ARS12	recaída	3.073	.314	.028
ARS14		3.005	.417	.020
<i>H</i>			.529	.013
MS			.929	
α			.923	

Nota: *H_i*=coeficiente H de escalabilidad del ítem; *ES* = error estándar; MS= método de Molenaar-Sijtsma; α = coeficiente alfa.

Una vez identificados los indicadores para la versión breve, se puso a prueba dos modelos de AFC basados en los resultados del coeficiente *H* del escalamiento Mokken. Se evidenció aceptable ajuste del modelo unidimensional CFI=.90; TLI=.90; RMSEA=.074 IC 90% [.064-.085]; SRMR=.053 para el modelo de 12 ítems (Tabla 2). Luego, se planteó la versión breve de seis ítems que identificó mejor la estructura latente. Los pares de ítems con mayor

representatividad para el constructo fueron evaluados para el análisis de una versión reducida, la mayoría de los ítems muestran alta cargas factoriales a excepción del ítem 14. A pesar de ello este modelo evidenció mejores resultados en su estructura interna que el modelo de 12 ítems CFI=.989; TLI=.982; RMSEA = .041 IC 90% [.000-.071]; SRMR = .023 (Tabla 4).

Tabla 4. Indicadores a retener basados en los pesos factoriales

Ítem	λ_e	<i>h²</i>	I.R	Ítem	λ_e	<i>h²</i>
<i>Saliencia</i>						
ARS1	.356	.126		ARS11	.774	.599
ARS11	.777	.604	✓			
<i>Cambio de humor</i>						
ARS6	.87	.756	✓	ARS6	.881	.776
ARS23	.818	.67				
<i>Tolerancia</i>						
ARS3	.813	.661	✓	ARS3	.819	.671
ARS 24	.686	.471				
<i>Síndrome de abstinencia</i>						
ARS 7	.87	.757	✓	ARS7	.869	.756
ARS 8	.662	.483				
<i>Conflicto</i>						
ARS 15	.869	.755	✓	ARS15	.872	.761
ARS 22	.748	.559				
<i>Recaída</i>						
ARS 12	.37	.137		ARS14	.520	.270
ARS 14	.529	.28	✓			

Nota: λ_e = carga factorial; *h²*=comunalidad; I.R = ítems a retener

Invarianza de medida para hombres y mujeres

La invarianza de medida fue establecida para género, los valores puestos a prueba fueron de $\Delta CFI < .01$ para los diferentes modelos anidados una vez impuestas las restricciones progresivas, a pesar de implementar estas restricciones en los diferentes modelos no se evidenciaron deterioro significativo en el grupo según esta variable alcanzando una estricta invariabilidad al comparar los datos por sexo en la versión breve.

Fiabilidad de las puntuaciones de la ARS-12 y ARS-6

La fiabilidad de las puntuaciones para las versiones ARS 12 y 6 fue óptima con un valor del coeficiente de $\omega_{12}=.930$ con IC 95% [.923 - .936] y para la versión $\omega_6 =.916$ IC 95% [.907 - .924].

Tabla 5. Invarianza de medida para las versiones ARS 12 y ARS 6 según género

Modelo	SB - χ^2 (gl)	CFI	RMSEA	Δ SB χ^2 (gl)	Δ CFI	Δ RMSEA
<i>ARS12</i>						
Configural	161.40 (108)	.951	.081	-	-	-
Métrica	203.93 (119)	.971	.059	42.530 (9)	.022	.02
<i>ARS6</i>						
Configural	1.492 (18)	.99	.065	-	-	-
Métrica	23.755 (23)	.992	.052	7.909 (5)	.002	.013
Fuerte	24.486 (28)	.992	.048	4.620 (5)	.001	.004
Estricta	64.181* (29)	.98	.073	5.346 (1)	.011	.025

Nota: SB - χ^2 = ji cuadrada ajustada por el método robusto; CFI = índice de ajuste incremental; RMSEA = raíz cuadrática media del error de aproximación; Δ SB χ^2 = diferencia de χ^2 robustos; Δ CFI = diferencia de CFI; Δ RMSEA = diferencia de RMSEA; * $p < .05$

Puntos de corte

Antes de elaborar los puntos de corte provisionales, se exploró si la variabilidad del nuevo ARS-breve podría ser explicada por la edad y sexo. La edad ($\beta = .508$, $p < .01$; $r = .513$, $p < .01$) pero no el sexo ($\beta = .037$, $p < .01$; $r = .098$, $p > .20$), se asoció a la puntuación del ARS-S ($R^2 = .514$; R^2 ajustado = .262; $F[2, 854] = 153.32$, $p < .01$). La muestra se dividió en tres grupos de edad: entre 11 y 14 años ($n = 311$), 15 y 17 años ($n = 307$), y 18 a 25 ($n = 248$) para la generación de puntos de cortes (ver anexo).

DISCUSIÓN

En el análisis de los resultados publicados por Escurra & Salas (2014), se encuentran altas correlaciones entre los tres factores, hecho que los autores refieren y que da una primera impresión de unifactorialidad, tal como sugieren Reise (2012) y Rodríguez et al. (2016); esta hipótesis se confirma al aplicar a los 859 datos del presente estudio, un nuevo análisis psicométrico utilizando tres modelos de análisis factorial: el primero multidimensional de tres factores, luego el modelo bifactor y finalmente el modelo del factor único. En estos análisis se encuentran correlaciones muy altas entre los tres y dos factores, por lo que se decide trabajar con una sola dimensión, que a su vez facilita la propuesta de una versión breve. Cabe señalar que la unidimensionalidad de la escala ARS, ha sido también compartida y comunicada por Nunes et al. (2018).

Otro hallazgo importante está relacionado con la elaboración de la versión breve. En primer lugar, se evaluaron los 24 ítems del ARS (Escurra & Salas, 2014)

bajo la lupa de la teoría de los componentes de Griffiths (1999, 2005). A través de expertos se determinaron la pertenencia de los ítems a los seis factores o componentes teóricamente previstos. Igualmente, se pidió a los expertos elegir dos ítems que consideraban los más representativos teóricamente hablando por cada uno de los factores: Saliencia, Modificación del humor, Tolerancia, Abstinencia, Conflicto y Recaída; elección que fue bastante coincidente con el análisis empírico realizado y luego uno de cada par. Los resultados finales indican que la versión ARS-6 es más representativa de la unidimensionalidad y de mayor confiabilidad, salvo en el ítem 14.

Cabe destacar que los 24 ítems del ARS (Escurra & Salas, 2014), construidos a partir del DSM IV, fueron clasificados sin mayor dificultad a las dimensiones del modelo de Griffiths (2005), lo que sugiere que ambos modelos teóricos de las adicciones, recogen los mismos elementos empíricos de observación, y que sus diferencias tienen que ver más con el uso de conceptos.

Al comparar medidas del ARS a través del género, se aplicó la invarianza de medida; resultando que los datos no tienen sesgos en función de esta variable. En otros estudios en los que se hizo esta comparación se encontraron resultados contradictorios (Casale & Fioravanti 2018; Salas & Escurra, 2014; Wang et al., 2015). En algunos de ellos los varones tienen puntuaciones mayores que las mujeres, en otros se encuentran resultados inversos, lo cual podría decir que las diferencias o semejanzas de los datos tienen que ver con cuestiones de tipo cultural o generacional, y no implican a las características de género.

El cuestionario ARS-6, puede ser de utilidad cuando se desee aplicar a grandes muestras y con cierta rapidez, o en estudios epidemiológicos en los que se aborda varios factores (Emos et al., 2007), también cuando se desee realizar una primera y rápida mirada del fenómeno adictivo en grupos más pequeños. En la medida en que el ARS-6 contiene los ítems que mejor determinan el concepto adicción en sus seis componentes, podría considerarse que tal vez sea el mejor criterio para diferenciar las discrepancias teóricas entre uso de Internet y redes sociales, el uso problemático, y la adicción a Internet y redes sociales (Carbonell & Oberts, 2015; Matute, 2016)

Entre las limitaciones de este estudio, se puede mencionar lo siguiente: a pesar que se ha trabajado con un buen tamaño muestral, la carencia de representatividad de la muestra pudo conducir a sesgos en los datos que se obtuvieron. Los parámetros psicométricos obtenidos en el estudio señalan una clara unidimensionalidad de la escala, se requiere corroboración con participantes de diferentes características sobre todo culturales. Tampoco se utilizó una medida de deseabilidad social, toda vez que las de medidas de auto-reporte pueden contener sesgos por su propia naturaleza, se desconoce si este factor afectó o no a los datos del presente estudio. Otro punto importante que no se aborda en el estudio es la comparación del significado del constructo en otros grupos de referencia (e.g. estudiantes/ no estudiantes, trabajadores/grupos etarios más diferenciados, entre otros)

Dentro de las posibilidades futuras que deja el presente trabajo está la necesidad de hacer un nuevo análisis psicométrico con muestras de datos más grandes de diversas características socioeconómicas y culturales, además fueron implementados puntos de corte para brindar una aproximación más clara sobre los posibles niveles de adicción a las redes sociales

Conflicto de intereses

Los autores no tienen conflictos de intereses que declarar.

REFERENCIAS

- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4 th ed.). Washington, DC: Author.
- Andreassen, C. S., Griffiths, M. D., Hetland, J., & Pallesen, S. (2012). Development of a work addiction scale. *Scandinavian Journal of Psychology, 53*, 265-272. [doi:10.1111/j.1467-9450.2012.00947.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-9450.2012.00947.x)
- Andreassen, C. S., Torsheim, T., Brunborg, G. S., & Pallesen, S. (2012). Development of a Facebook addiction scale. *Psychological Reports, 110*(2), 501-517. [doi:10.2466/02.09.18.PR0.110.2.501-517](https://doi.org/10.2466/02.09.18.PR0.110.2.501-517).
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología, 29*(3), 1038-1059. [doi:10.6018/analesps.29.3.178511](https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511)
- Basteiro, J., Robles-Fernández, A., Juarros-Basterretxea, J., & Pedrosa (2013). Adicción a las redes sociales: creación y validación de un instrumento de medida. *Revista de Investigación y Divulgación en Psicología y Logopedia, 3* (1): 2-8.
- Beranuy, M., Chamarro, A., Graner, C., & Carbonell, X. (2009). Validación de dos escalas breves para evaluar la adicción a Internet y el abuso de móvil. *Psicothema, 21*(3), 480-485
- Cabero-Almenara, J., Martínez, S., Valencia, R., Leyva, J.P., Orellana, M., & Harvey, I. (2020). La adicción de los estudiantes a las redes sociales on-line: un estudio en el contexto latinoamericano. *Revista Complutense de Educación, 31*(1), 1-11
- Carbonell, X. (2014). La adicción a los videojuegos en el DSM-5. *Adicciones, 24*(2), 91-95. [doi:10.20882/adicciones.10](https://doi.org/10.20882/adicciones.10)
- Carbonell, X., Fúster, H., Chamarro, A., & Oberst, U. (2012). Adicción a internet y móvil: una revisión de estudios empíricos españoles. *Papeles del psicólogo, 33*(2), 82-89.
- Carbonell, X., & Oberst, U. (2015). Las redes sociales en línea no son adictivas. *Aloma, 33*(2), 13-19.
- Caro, M. M. (2017). Adicciones tecnológicas: ¿Enfermedad o conducta adaptativa? *Revista Medisur, 15*(2), 251-260.
- Casale, S., & Fioravanti, G. (2018). Why narcissists are at risk for developing Facebook addiction: The need to be admired and the need to belong. *Addictive behaviors, 76*, 312-318. [doi:10.1016/j.addbeh.2017.08.038](https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2017.08.038)
- Chan, T. K., Cheung, C. M., Shi, N., & Lee, M. K. (2015). Gender differences in satisfaction with Facebook users. *Industrial Management & Data Systems, 115*(1), 182-206. [doi:10.1108/IMDS-08-2014-0234](https://doi.org/10.1108/IMDS-08-2014-0234)
- Chang, M. K., & Law S. P. (2008). Factor structure for Young's Internet Addiction Test: A confirmatory study. *Computers in Human Behaviour, 24*(6), 2597-2619. [doi:10.1016/j.chb.2008.03.001](https://doi.org/10.1016/j.chb.2008.03.001)
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling, 9*(2), 233-255. [doi:10.1207/s15328007sem0902_5](https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5)
- Cía, A. (2013). Las adicciones no relacionadas a sustancias (DSM-5, APA, 2013): un primer paso hacia la inclusión de las adicciones

- conductuales en las clasificaciones categoriales vigentes. *Revista de Neuro-Psiquiatría* 7(4), 210-217. doi:10.20453/rnp.2013.1169
- Chóliz, M. (2010). Mobile phone addiction: a point of issue. *Addiction*, 105, 373-374. doi:10.1111/j.1360-0443.2009.02854.x
- Chóliz, M. (2016a). Prevención de las adicciones tecnológicas en la adolescencia. *Padres y Maestros*, 389, 53-59. doi:10.14422/pym.i369.y2017.008
- Chóliz, M. (2016b). Adicción a redes sociales: conceptualización del problema, evaluación y prevención. En Echeburúa, E. (Ed.). *Abuso de internet: antesala para la adicción al juego de azar online?*. Madrid: Pirámide.
- Chóliz, M., & Marco, C. (2011). Patrón de uso y dependencia de videojuegos en infancia y adolescencia. *Anales de Psicología*, 27(2), 418-426.
- Chóliz, M., & Marco, C. (2012). *Adicción a Internet y redes sociales. Tratamiento psicológico*. Madrid: Alianza Editorial.
- Conti, M.A., Jardim, A. P., Hearst, N., Cordás, T.A., Tavares, H., & Abreu, C.N. (2012). Avaliação da equivalência semântica e consistência interna de uma versão em português do Internet Addiction Test (IAT). *Revista de Psiquiatria Clínica*, 39(3), 106-110. doi:10.1590/0047-2085000000051
- Dima, A. L. (2018). Scale validation in applied health research: tutorial for a 6- step R-based psychometrics protocol. *Health Psychol. Behav. Med.* 6, 136-161. doi: 10.1080/21642850.2018.1472602
- Echeburúa, E. (Ed.) (2016). *Abuso de internet ¿Antesala para la adicción al juego de azar online?*. Madrid: Fundación CODERE, Pirámide.
- Echeburúa, E., & Requesens, A. (2012). *Adicción a las redes sociales y nuevas tecnologías en niños y adolescents. Guía para educadores*. Madrid: Pirámide.
- Echeburúa, E., & Corral, P. (2010). Adicción a las nuevas tecnologías y a las redes sociales en jóvenes: un nuevo reto. *Adicciones*, 22(2), 91-96. doi:10.20882/adicciones.196
- Emons, W. H. M., Sijtsma, K., & Meijer, R. R. (2007). On the consistency of individual classification using short scales. *Psychological Methods*, 12(1), 105-120. doi:10.1037/1082-989X.12.1.105
- Escurra, M., & Salas, E. (2014). Construcción y validación inicial del Cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS). *Liberabit*, 20(1), 73-91.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. doi:10.1177/002224378101800104
- Gamero, K., Flores, C., Arias, W. L., Ceballos, K. D., Román, A., & Marquina, E. (2016). Estandarización del Test de Dependencia al Celular para estudiantes universitarios de Arequipa. *Persona* 19, 179-200.
- Gil, F., Del Valle, G., Oberst, U., & Chamorro, A. (2015). Nuevas tecnologías - ¿Nuevas patologías? El Smartphone y el fear of missing out. *Aloma*, 33(2), 77-83.
- Griffiths, M. D. (1999). Internet addiction: Fact or fiction? *The Psychologist: Bulletin of the British Psychological Society*, 12, 246-250.
- Griffiths, M.D. (2005). A 'component' model of addiction within a biopsychosocial framework. *Journal of Substance Use*, 10(4), 191-197. doi:10.1080/14659890500114359
- Guertler, D., Broda, A., Bischof, A., Kastirke, N., Meerkerk, G.-J., John, U. ... Rumpf, H.-J. (2014). Factor Structure of the Compulsive Internet Use Scale. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 17(1), 46-51. doi:10.1089/cyber.2013.0076
- Kuss, D. J., Griffiths, M. D., & Pontes, H. M. (2017). Chaos and confusion in DSM-5 diagnosis of Internet Gaming Disorder: Issues, concerns, and recommendations for clarity in the field. *Journal of Behavioral Addictions*, 6(2), 103-109. doi:10.1556/2006.5.2016.062
- Kilic, M., Avci, D., & Uzuncakmak, T. (2016). Internet addiction in high school students in Turkey and multivariate analyses of the underlying factors. *Journal of Addictions Nursing*, 27(1), 39-46. doi:10.1097/JAN.0000000000000110
- Kuss, D., & Griffiths, M. (2011). Online social networking and addiction - a review of the psychological literature. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 8(9), 3528-3552. doi:10.3390/ijerph8093528
- Hawi, N. S. (2013). Arabic validation of the Internet Addiction Test. *Cyberpsychology, behavior, and social networking*, 16(3), 200-2004. doi:10.1089/cyber.2012.0426
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality & Quantity*, 44(1), 153-166. doi:10.1007/s11135-008-9190-y
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., and Rosseel, &. (2018). semTools: Useful Tools for Structural Equation Modeling. R Package Version 0.5-1.
- Laconi, S., Urbán, R., Kaliszewska-Czeremska, K., Kuss, D.J., Gnisci, A., Sergi, I., ... Ozcan, N. K. (2019). Psychometric evaluation of the nine-item Problematic Internet Use Questionnaire (PIUQ-9) in nine European samples of internet users. *Frontiers in psychiatry*, 10, 136. doi:10.3389/fpsy.2019.00136
- Lam-Figueroa, N., Contreras-Pulache, H., Mori-Quispe, E., Nizama-Valladolid, M., Gutiérrez, C., Hinojosa-Camposano, W.... Hinojosa-Camposano, W. D. (2011). Adicción a internet: desarrollo y validación de un instrumento en escolares adolescentes de Lima, Perú. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 28(3), 462-469. doi:10.1590/s1726-46342011000300009
- Marín-Díaz, V. Sampedro, B.E., & Vega, E. (2017). Estudio psicométrico de la aplicación del *Internet Addiction Test* con estudiantes universitarios españoles. Contextos educativos extraordinario, 2, 147-161. doi:10.18172/con.3067

- Matute, H. (2016). ¿Adicción, abuso o uso problemático de Internet? En Echeburúa, E. (Ed.). *Abuso de internet: ¿antesala para la adicción al juego de azar online?* Cap. 1. Madrid: Pirámide.
- Meerkerk, G.-J., Van Den Eijnden, R. J. J. M., Vermulst, A. A., & Garretsen, H. F. L. (2009). The Compulsive Internet Use Scale (CIUS): Some Psychometric Properties. *Cyberpsychology & Behavior, 12*(1), 1-6. doi:10.1089/cpb.2008.0181
- Mokken, R. J., Lewis, C., & Sijsma, K. (1986). Rejoinder to "The Mokken Scale: A Critical Discussion". *Applied psychological measurement, 10*(3), 279-285. doi:10.1177/014662168601000306
- Nunes, P., Neves, R., Cândido, C. Guimaraes, L. A., & Araujo, V. (2018). Redes sociales y soledad: evidencia psicométrica de escalas. *Archivos brasileños de psicología, 70*(3), 198-212
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de Muestreo sobre una Población a Estudio. *International Journal of Morphology, 35*(1), 227-232.
- Organización Mundial de la Salud (1994). *Clasificación Estadística Internacional de Enfermedades y Problemas Relacionados con la Salud* (10ª Ed.). Ginebra: Organización Mundial de la Salud.
- Peris, M., Maganto, C., & Garaigordobil, M. (2018). Escala de riesgo de adicción-adolescente a las redes sociales e internet: fiabilidad y validez (ERA-RSI). *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes, 5*(2), 30-36. doi:10.21134/rpcna.2018.05.2.4
- Przybylski, A. K., Murayama, K., DeHaan, C. R., & Gladwell, V. (2013). Motivational, emotional, and behavioral correlates of fear of missing out. *Computers in Human Behavior, 29*(4), 1841-1848. doi:10.1016/j.chb.2013.02.014
- Puerta-Cortés, D. X., & Carbonell, X. (2013). Uso problemático de Internet en una muestra de estudiantes universitarios colombianos. *Avances en Psicología Latinoamericana, 31*(3), 620-631.
- Raykov, T., & Hancock, G. R. (2005). Examining change in maximal reliability for multiple-component measuring instruments. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 58*(1), 65-82. doi:10.1348/000711005x38753
- Reise, S.P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research, 47*(5), 667-696. doi:10.1080/00273171.2012.715555
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: a bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement, 73*(1), 5-26. doi:10.1177/0013164412449831
- Revelle, W. (2019). *psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Northwestern University, Evanston, Illinois. R package version 1.9.12, <https://CRAN.R-project.org/package=psych>.
- Rial, A., Gómez, P., Isorna, M., Araujo, M., & Varela, J. (2015). EUPI-a: Escala de Uso Problemático de Internet en adolescentes. Desarrollo y validación psicométrica. *Adicciones, 27*(1), 47-63. doi:10.20882/adicciones.193
- Robinson, B.E., & Post, P. (1994). Validity of the Work Addiction Risk Test. *Perceptual and Motor Skills, 78*, 337-338. doi:10.2466/pms.1994.78.1.337
- Rodriguez, A., Reise, S.P., & Haviland, M.G. (2016). Evaluating bifactor models: calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods, 21*(2), 137-150. doi:10.1037/met0000045
- Rojas-Jara, C., Henriquez, F., Sanhueza, F., Núñez, P., Inostroza, E., Solís, A., & Contreras, D. (2018). Adicción a internet y uso de redes sociales en adolescentes: una revisión. *Revista Española de Drogodependencias, 43*(4), 39-54.
- Rojas-Jara, C., Ramos-Vera, J., Pardo-González, E., & Henríquez-Caroca, F. (2018). Adicción a internet en adolescentes: una breve revisión. *Drugs and Addictive Behavior, 82*, 267-281. doi:10.21501/24631779.2876
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: an R package for structural equation modeling. *J. Stat. Softw.* 48, 1-36. doi:10.3389/fpsyg.2014.01521
- Sahin, C. (2018). Social Media Addiction Scale-Student Form: The Reliability and Validity Study. *Turkish Online Journal of Educational Technology-TOJET, 17*(1), 169-182.
- Salas-Blas, E. (2014). Adicciones psicológicas y los nuevos problemas de salud. *Cultura 28*, 111-146.
- Salas, E., & Escurra, M. (2014). Uso de redes sociales entre universitarios limeños. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social, 3*(1), 75-90.
- Starcevic, V. (2012). Is Internet addiction a useful concept? *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry 47*(1), 16-19. doi:10.1177/0004867412461693
- Stucky, B. D., Thissen, D., & Edelen, M. (2013). Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement, 37*(1), 41-57. doi:10.1177/0146621612462759
- Tao R., Huang X., Wang J., Zhang H., Zhang Y., & Li M. (2010). Proposed diagnostic criteria for internet addiction. *Addiction, 105*(3), 556-564. doi:10.1111/j.1360-0443.2009.02828.x
- Turel, O., & Serenko, A. (2012). The benefits and dangers of enjoyment with social networking websites. *European Journal of Information Systems, 21*(5), 512-528. doi:10.1057/ejis.2012.1
- Valencia-Ortiz, R., & Cabero-Almenara, J. (2019). Adicción a las redes sociales: Validación de un instrumento en el contexto mexicano. *Health and Addictions/Salud y Drogas, 19*(2), 149-159. doi:10.21134/haaj.v19i2.460
- Vallejos-Flores, M.A., Copez-Lonzoy, A., & Capa-Luque, W. (2018). ¿Hay alguien en línea?: Validez y confiabilidad de la versión en español de la Bergen Facebook Addiction Scale (BFAS) en universitarios. *Health and Addictions/Salud y Drogas, 18*(2), 175-184. doi:10.21134/haaj.v18i2.394
- Van den Eijnden, R. J. J. M., Lemmens, J. S., & Valkenburg, P. M. (2016). The Social Media Disorder Scale. *Computers in Human Behavior, 61*, 478-487. doi:10.1037/t53816-000

- Van der Ark, L. A. (2007). Mokken scale analysis in R. *Journal of statistical software*, 20(11), 1-19. doi:[10.18637/jss.v020.i11](https://doi.org/10.18637/jss.v020.i11)
- Van Rooij, A., & Prause, N. (2014). A critical review of internet addiction criteria with suggestions for the future. *Journal of Behavioral Addictions*, 3(4), 203-213. doi:[10.1556/JBA.3.2014.4.1](https://doi.org/10.1556/JBA.3.2014.4.1)
- Vilca, L., & Vallejos, M. (2015). Construction of the risk of addiction to social networks scale (Cr.A.R.S.). *Computers in Human Behavior*, 48, 190-198. Doi: [doi:10.1016/j.chb.2015.01.049](https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.01.049)
- Wang, C. W., Ho, R. T., Chan, C. L., & Tse, S. (2015). Exploring personality characteristics of Chinese adolescents with internet-related addictive behaviors: Trait differences for gaming addiction and social networking addiction. *Addictive behaviors*, 42, 32-35. doi:[10.1016/j.addbeh.2014.10.039](https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2014.10.039)
- Young, K.S (1998). Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder. *CyberPsychology and Behavior*, 1(3), 237-244. doi:[10.1089/cpb.1998.1.237](https://doi.org/10.1089/cpb.1998.1.237)
- Yu, L., & Shek, D. (2013). Internet addiction in Hong Kong adolescents: a three-year longitudinal study. *Journal of Pediatric & Adolescent Gynecology*, 24(3), 10-17. doi: [doi:10.1016/j.jpag.2013.03.010](https://doi.org/10.1016/j.jpag.2013.03.010)

ANEXO

Tabla 6. Puntos de corte provisionales para la puntuación total del ARS-6

Categoría de usuario	Percentil	Edad		
		Nivel 1 (n = 311)	Nivel 2 (n = 307)	Nivel 3 (n = 248)
Ocasional	14 o menos	7 o menos	8 o menos	18 o menos
Regular	15 a 79	8 a 19	9 a 24	19 a 27
En riesgo	80 a 94	18 a 26	25 a 27	28 a 29
Problemático	95 a más	27 a más	27 a más	30 a más

Nota. Nivel 1=11 a 14 años; Nivel 2=15 a 17 años; Nivel 3=18 a 25 años.